Statistique Canada
Statistics Canada

Statistique Canada
Direction des études analytiques

Documents de recherche

Canada

RÉACTION COMPORTEMENTALE DANS LE CONTEXTE D'UNE SIMULATION MICRO-ANALYTIQUE SOCIO-ÉCONOMIQUE

par

Lars Osberg*

n° 1

Rapport présenté à la Division des études sociales et économiques de Statistique Canada

* Université Dalhousie
avril 1986

L'analyse présentée dans ce document n'engage que la responsabilité de l'auteur et ne reflète pas nécessairement les politiques de Statistique Canada.

RÉSUMÉ

Ce rapport offre une étude critique du cadre du choix travail/loisir et de son utilité dans l'analyse des réactions comportementales des gens face aux lois relatives aux politiques fiscales et sociales. La micro-simulation, passée l'étape de l'analyse simpliste de l'incidence, doit étudier les réactions comportementales des gens devant les changements qu'entraînent les lois par rapport aux contraintes auxquelles ils font face. Étant donné sa simplicité analytique, le modèle travail/loisirs représente une "première étape" utile dans la modélisation de ce genre de réactions comportementales. Le présent rapport survole la documentation disponible sur l'élasticité de l'offre de main-d'oeuvre et propose quelques hypothèses de travail. L'auteur conclut toutefois par une mise en garde, soit le fait que le modèle du choix travail/loisir pour une seule période pourrait constituer un guide très médiocre du comportement des travailleurs économiquement faibles lorsqu'ils sont confrontés à des changements dans les lois relatives aux politiques fiscales et sociales. Le besoin de modèles plus élaborés du comportement sur toute une vie ressort clairement.

Mots-clés: microsimulation, offre de travail, économétrique, élasticité.

1. Introduction

Le présent rapport tentera "d'examiner et d'évaluer l'opportunité d'aborder différentes approches pour modéliser la relation existant entre des changements aux programmes d'impôt sur le revenu/bien-être social et l'activité du marché du travail.** Nous discuterons en premier lieu des avantages pour l'analyse de politiques d'introduire des considérations de réactions comportementales dans l'analyse des conséquences de ces changements de programmes (chapitre 2). La conclusion (chapitre 6) indique que la première version d'un modèle de simulation micro-analytique socio-économique du comportement devrait probablement utiliser le modèle simple du choix travail/loisir de la réaction comportementale.

On trouvera au chapitre 3 une description générale du modèle du choix travail/loisir ainsi que quelques exemples de ses applications dans les ouvrages parus au cours des dernières années. Comme le démontre clairement le chapitre 4, il existe cependant de nombreuses raisons théoriques et pratiques d'être insatisfaits d'un modèle simple de maximisation de la satisfaction individuelle et du choix travail/loisir sur un horizon d'une année. Même à l'intérieur de ce cadre simple de travail, il existe dans les ouvrages théoriques une grande variété d'estimations de réactions comportementales et ce, même avec les hypothèses les plus simples. Le chapitre 5 donne un aperçu de quelques autres méthodes possibles de modélisation des réactions comportementales aux lois du bien-être social et de l'impôt; il discute de plus des stratégies à long terme pour modéliser les réactions comportementales à la législation sur les politiques sociales.

** Pour une description complète du mandat, se référer à l'annexe A.

Par conséquent, ce n'est pas parce que le modèle traditionnel de maximisation du taux de satisfaction annuelle travail/loisir nous satisfait pleinement que nous le proposons comme première approche au problème de l'introduction des réactions comportementales dans le projet de simulation micro-analytique de Statistique Canada. Nous le proposons plutôt comme l'option la plus pratique dans le contexte immédiat de la première élaboration d'un modèle de simulation micro-analytique socio-économique. Tout comme une analyse d'impact représentait une amélioration en analyse de politiques par rapport aux calculs démonstratifs qui prévalaient antérieurement, les modèles de microsimulation comportementale constituent une amélioration par rapport à l'analyse d'impact. Mais ce processus d'amélioration ne s'arrête pas à la première version d'un modèle de microsimulation comportementale. Avec le temps, on pourra s'attendre à ce que des modèles plus sophistiqués de comportement des ménages viennent à leur tour remplacer le cadre simple du choix travail/loisir - mais ce cadre constitue néanmoins un important pas en avant.

2. Problèmes de modélisation liés à la microsimulation

Les modèles de microsimulation peuvent, d'un certain point de vue, être considérés comme une autre étape dans l'évolution de la technologie d'analyse de politiques. A l'origine, l'analyse d'impact d'un changement de politique se faisait au moyen "d'exemples à l'appui". Lorsqu'un changement était envisagé, par exemple dans la politique fiscale, les analystes élaboraient des calculs de ses effets sur un "type idéal" d'individu (e.g., un travailleur de l'automobile âgé de 38 ans, père de deux enfants de 10 et 8 ans et vivant en Ontario ou une veuve âgée de 75 ans vivant en Colombie-Britannique). Ces calculs présentent l'immense avantage qu'on peut facilement se les représenter (ils sont donc facilement "vendables" politiquement), mais leur inconvénient majeur réside dans le fait que bien peu d'individus correspondent parfaitement à des stéréotypes. Des changements dans les situations hypothétiques, tel le fait que l'individu soit propriétaire ou pas, ont souvent de fortes répercussions sur l'impact; la quantité de calculs nécessaires augmente donc considérablement lorsque des facteurs plus complexes entrent en jeu.

Avec l'avénement des ordinateurs modernes et le développement de bases de données contenant de l'information sur les individus et les ménages,** il est devenu possible de calculer l'impact de changements de politiques spécifiques sur chaque individu ou sur chaque ménage inclus dans ces bases de données. Une telle analyse d'impact utilisant des micro-données offrait l'avantage de permettre aux analystes de considérer explicitement toute la diversité de cir-

---

** E.g., l'Enquête sur la situation financière des consommateurs.

constances dans lesquelles peuvent se trouver les individus, incluant autant les stéréotypes manifestes que les inévitables "cas spéciaux" et de calculer l'importance relative de l'impact sur chaque type d'individus. Cependant, une analyse d'impact s'effectue en évaluant la façon dont un changement spécifique d'une politique affectera chaque individu, en faisant l'hypothèse que toutes les caractéristiques de ces individus restent les mêmes.

En se servant de la méthodologie de l'analyse d'impact, on pourrait, par exemple, calculer l'effet qu'aurait une modification de la condition d'admissibilité à l'assurance-chômage, si celle-ci était portée de dix à huit semaines, en comptant le nombre d'individus qui ont déjà accumulé huit à neuf semaines d'emploi assurable. En utilisant cette méthodologie, on pourrait implicitement faire l'hypothèse qu'en dehors de ce petit groupe, personne d'autre ne serait affecté par un tel changement de la condition d'admissibilité - i.e., on suppose que parmi les individus qui ont accumulé exactement dix semaines d'emploi, aucun ne diminuera le nombre de semaines de travail à huit semaines, que personne ne viendra s'ajouter à la population active ou que personne n'augmentera le nombre de semaines de travail dans le but de satisfaire à cette nouvelle condition d'admissibilité allégée. En se servant de cette méthodologie, on pourrait avoir tendance à sous-estimer les coûts d'une révision de l'assurance-chômage, comme celle qui est intervenue en 1971.

Un modèle de microsimulation comportementale vise à aller au-delà de l'analyse d'impact en intégrant les réactions comportementales des individus et des familles aux changements de la politique sociale et fiscale. La population canadienne possède une très grande variété de

caractéristiques et de combinaisons de caractéristiques et les différentes politiques gouvernementales s'influencent mutuellement dans leur impact sur les individus. Un modèle de microsimulation reflète le fait que les individus s'adaptent à leur environnement et qu'ils profitent des occasions qui leur sont offertes; ainsi on ne peut s'attendre à ce que des changements dans la politique sociale ou fiscale ne modifient pas le comportement des individus. Il en résulte donc que les coûts et bénéfices de changements spécifiques de programmes sont analysés en terme de comparaison entre la situation qui prévalait avant la réforme et celle qui prévaudra lorsque les individus se seront adaptés aux changements. Puisque les individus qui modifient leur comportement en réaction à un changement de politique sont souvent traités différemment par les autres politiques existantes, un modèle de microsimulation peut analyser l'impact d'un changement dans un programme A sur les coûts d'un programme B - un effet que l'analyse d'impact ne peut saisir puisqu'on y suppose que le comportement des individus reste constant.

Par exemple, la Commission royale d'enquête sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada a proposé récemment de mettre sur pied un Régime universel de revenu garanti (RURG). Une analyse d'impact du RURG calculerait l'effet d'une proposition d'un revenu garanti de 3825$ par adulte, avec une augmentation de 20% du taux d'imposition sur le revenu total, en démontrant que ceci produit une augmentation nette de 2060$ des paiements de transfert pour une personne célibataire qui gagne actuellement 5000$ pour 1000 heures de travail. [= 3825 - .2(5000 + 3825)]. Un modèle de microsimulation tenterait d'évaluer la réaction des individus face à ces nouveaux

stimulants. Dans l'hypothèse où l'individu augmenterait ses heures de travail pour les porter à 1200, un modèle de microsimulation évaluerait l'augmentation nette des paiements de transfert d'impôt à 1860$ [=3825 -.2(6000)+3825)] . Les estimations relatives au coût fiscal d'un RURG ne seraient de toute évidence pas les mêmes si on avait recours à l'analyse d'impact plutôt qu'à la microsimulation.

De plus, un accroissement de l'effort de travail accroîtrait le nombre de personnes ayant droit au Régime de retraite du Canada de même qu'il modifierait l'admissibilité aux autres programmes. De tels changements dans les coûts des autres programmes peuvent être pris en considération si on utilise une méthodologie de microsimulation comportementale, mais ils ne peuvent l'être si on a recours à l'analyse d'impact, puisque celle-ci doit nécessairement étudier les programmes pris isolément. La méthodologie de la microsimulation constitue le seul moyen pratique de ne pas perdre de vue ce qui caractérise la réalité socio-économique, à savoir les différentes implications d'une politique sur les individus de même que les interactions des politiques entre elles.

Cependant, l'élaboration d'un modèle de microsimulation socio-économique global et intégré est une entreprise vaste et complexe. Cet exercice de modélisation doit nécessairement s'étendre sur plusieurs années.** Les modèles de microsimulation ne peuvent par conséquent être conçus en pensant que la meilleure version sera celle qui sera obtenue en premier. En ce sens, la conception d'un modèle de microsimulation n'est pas l'affaire d'un théoricien puriste, convaincu de la nécessisté de trouver la meilleure réponse possible à chaque question précisément

---

** Sur une période de plus de 20 ans dans le cas de Guy Orcutt et ses associés del'Urban Institute et de Institute for Survey Research .

définie. Un modèle de microsimulation doit plutôt être conçu comme un processus dans lequel les algorithmes moins satisfaisants du modèle sont continuellement remplacés par des algorithmes plus satisfaisants et dans lequel le résultat total du modèle s'améliore graduellement avec le temps.

D'une part, cet aspect des modèles de microsimulation qui veut qu'ils fassent continuellement l'objet de révision et de renouvellement est basé sur l'exigence pratique que même les premières versions du modèle doivent fournir des résultats utiles. D'autre part, le processus continu de révision est rendu nécessaire par le fait que chaque nouvelle initiative dans une politique, qui est étudiée à l'aide de la microsimulation, présente inévitablement de nouveaux aspects qui requièrent une approche légèrement différente de celle qui a servi à analyser d'autres politiques auparavant. De plus, en 1986, il n'existe tout simplement pas de consensus entre les économistes au sujet de l'importance (et parfois sur les signes) des réactions comportementales types face aux stimulants économiques. Il est par conséquent essentiel que les modèles de microsimulation puissent englober une variété de caractéristiques de fonctionnement dans le but de démontrer à quel point l'ensemble des conclusions relatives à une politique peut être influencé par des hypothèses spécifiques concernant la réaction comportementale dans le futur.

Les composantes clés de la méthodologie de microsimulation sont (a) la base de données statistiques; (b) une série de manipulations mécanographiques des fichiers et des algorithmes de manipulation des données et (c) une série de modules de comportement avec lesquels on tentera de modifier les caractéristiques de la base de données dans le temps de façon à la rendre similaire aux comportements des individus

qui y sont représentés. Les algorithmes de manipulation des fichiers sont importants car leur efficacité (ou leur manque d'efficacité) est un facteur important dans l'estimation des coûts de chaque utilisation du modèle, coûts qui doivent à la fin être suffisamment bas pour permettre la simulation d'une grande variété de politiques. L'élaboration, l'épuration et la conciliation de la base de données constituent une partie extrêmement importante du processus de simulation micro-analytique et sont également une source majeure de dépenses. En effet, les premières décisions en ce qui concerne la base de données sont en un sens plus importantes que les premières décisions sur la méthode de modélisation des comportements, car il sera toujours possible de modéliser quelque peu différemment les réactions comportementales au cours de périodes futures si la base de données contient les informations appropriées.

Bien que ce document mette particulièrement l'emphase sur les paramètres devant être choisis dans les modules du comportement(c), ce serait faire preuve de négligence que de ne pas insister sur l'importance de (a) et (b) dans les résultats. D'un certain point de vue, c'est uniquement la diminution des coûts de (a) et de (b), diminution occasionnée par les progrès constants des techniques de traitement de l'information qui nous permet d'envisager sérieusement de modéliser le comportement de plusieurs milliers d'individus. Tout comme l'avénement de l'ordinateur a permis à l'analyse d'impact de venir supplanter les "calculs démonstratifs" comme outil d'analyse de politiques, c'est la baisse des prix informatiques qui nous permet de modéliser les réactions comportementales face aux changements de politiques - et qui permettra d'élaborer des modèles de réactions comportementales de plus en plus sophistiqués.

3.0 Le modèle "simple" du choix travail/loisir

Ce chapitre sera consacré à la présentation, à la section 3.1, d'un modèle très simple de choix travail/loisir et de maximisation de la satisfaction individuelle à l'intérieur d'une période. Bien que ce modèle soit extrêmement familier aux économistes professionnels et que sa répétition risque à la longue d'ennuyer certains lecteurs, il s'agit néanmoins du modèle qui a inspiré la plupart des modèles économétriques sur les réactions comportementales des individus face à la législation sur les politiques. Nous le présentons donc en premier lieu dans le but de fixer clairement les idées maîtresses avant d'introduire les subtilités des sections 3.2 à 3.5 -- et aussi parce qu'une valeur nostalgique se rattache à la présentation du modèle qui était utilisé à une époque où l'on croyait que l'analyse de l'offre de travail était un problème simple.

La section 3.2 étend l'utilisation du modèle de maximisation de la satisfaction individuelle au problème de l'offre de travail familiale, Les sections 3.1 et 3.2 contiennent donc ce que Killingsworth (1983) a appelé "la première génération de modèles sur l'offre de travail". Depuis la fin des années 70, l'analyse économétrique de l'offre de travail individuelle a mis de plus en plus d'emphase sur le problème du "biais dans la sélection de l'échantillon", cet article qui a fait école et avec lequel Heckman se déclare en accord (1979). La section 3.3 examine les complications que ce modèle sur l'offre de travail ajoute au cadre simple du choix travail/loisir, tandis que la section 3.4 traite des problèmes de modélisation auxquels on fait face lorsque les individus sont confrontés à des contraintes non-linéaires (telles qu'un

barême d'impôt progressif sur le revenu). La section 3.5 discute des différentes utilisations possibles du cadre du choix travail/loisir dans l'analyse de deux programmes: un programme de revenu annuel garanti (e.g., RURG) et l'assurance-chômage. Nous avons choisi de présenter ces deux cas parce que le premier (RURG) est très facile à analyser à l'aide du cadre du choix travail/loisir et qu'il fait ressortir les points forts de cette approche. Cependant, le programme d'assurance-chômage est représentatif d'une large catégorie de programmes sociaux fort complexes dont l'analyse au moyen du cadre du choix travail/loisir est beaucoup plus problématique. La section 3.6 donne un aperçu des travaux empiriques qui ont tenté d'évaluer les effets du salaire individuel, du revenu et du salaire compensé qui sont des concepts clés dans le cadre du choix travail/loisir. Puisqu'il y a dans les études réalisées par les analystes du marché du travail un large éventail de prédictions empiriques, on est inévitablement confronté au problème du choix des valeurs de paramètres particuliers pour le revenu et les effets de substitution parmi celles qui ont été retenues dans les différentes publications. Ce choix fait l'objet de la section 3.7.

3.1 Le modèle "simple" du choix individuel travail/loisir

Le modèle du choix travail/loisir doit sa simplicité à la force des hypothèses qui le sous-tendent. Il suppose que les individus tirent une satisfaction de la consommation de biens et du temps passé en dehors d'un emploi rémunéré. On fait l'hypothèse que les individus peuvent varier leurs heures de travail à volonté et recevoir une rémunération constante pour chaque heure de travail. On suppose que les

individus choisissent de travailler le nombre d'heures qui va générer la combinaison de revenu monétaire et de temps sans travail (souvent appelé "loisir") qui maximisera leur satisfaction à l'intérieur d'une année donnée.

Ce modèle simple peut être représenté par un diagramme tel que celui du graphique 3.1. En termes algébriques, l'individu maximise l'équation 1 en fonction des équations 2a et 2b.

(1) $\text{Max } u = u(g,L)$

(2a) $P_G G \leq WH + V$

(2b) $L = T - H$

où G = biens de consommation

W = salaire horaire

H = heures de travail rémunéré

V = revenu "hors travail"

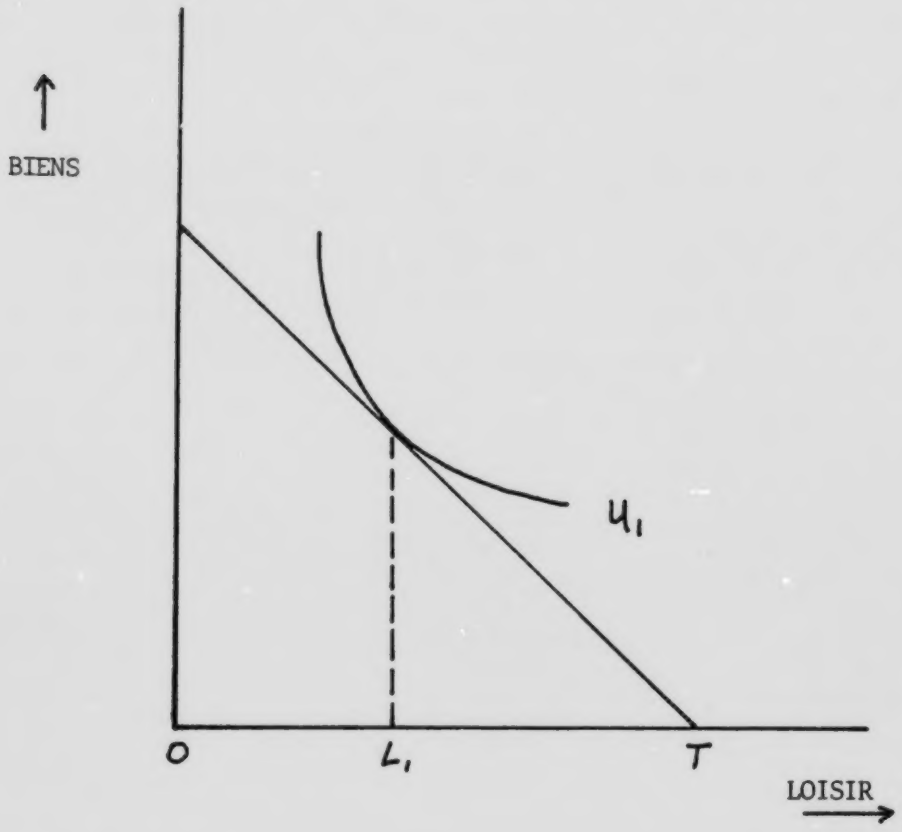
T = temps total disponible

L = heures de loisir

Le principal intérêt de reprendre ce modèle réside dans le fait qu'il démontre que les réactions comportementales sur le marché du travail peuvent être analysées en termes d'effets revenu et substitution. L'effet "revenu" est le changement dans les heures de travail qui survient lorsqu'un individu connaît une augmentation de son revenu alors que son taux salarial reste inchangé. On s'attend normalement à ce que"l'effet revenu" d'un changement de politique sur les heures d'offre de travail soit négatif puisqu'un revenu plus élevé signifie qu'un individu peut se "permettre" plus de loisir. D'autre part, si

GRAPHIQUE 3.1

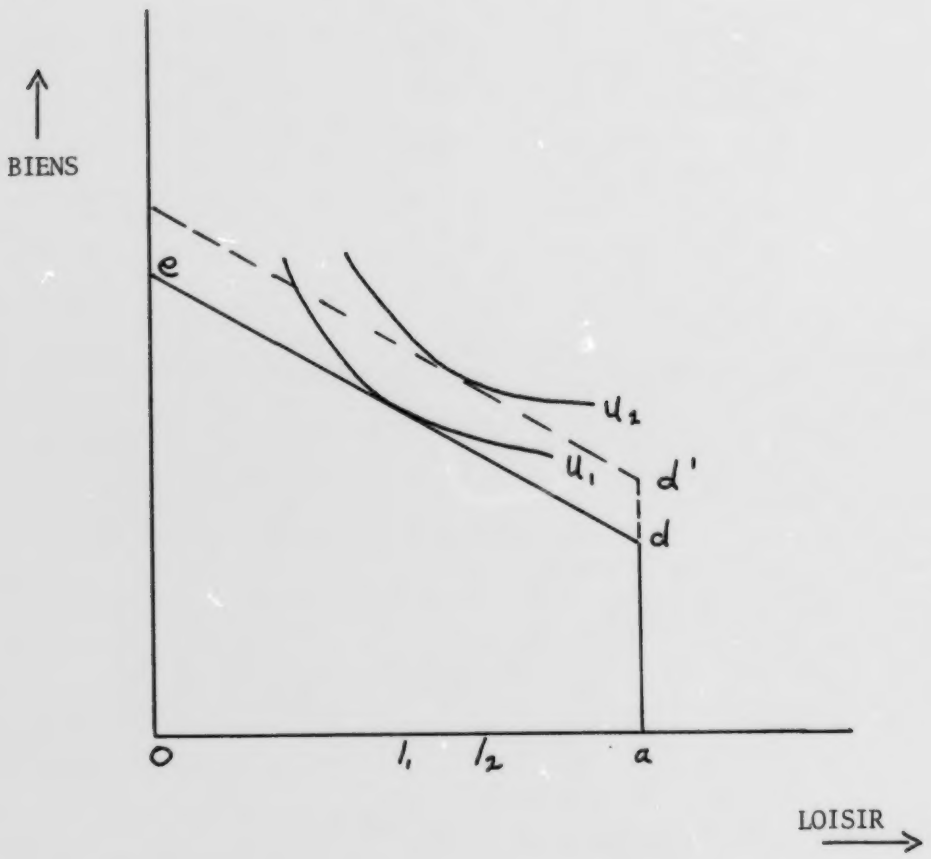
LE MODÈLE SIMPLE CHOIX TRAVAIL/LOISIR



GRAPHIQUE 3.2

CHOIX TRAVAIL/LOISIR

DANS UN CONTEXTE DE REVENU ANNUEL GARANTI



le salaire horaire augmentait, l'individu qui avait un même niveau de satisfaction aurait tendance à consommer moins de loisir puisque chaque heure de loisir lui revient plus cher en terme d'un revenu monétaire dont il se prive (l'effet de "substitution"). L'équation de Slutsky (3) décompose l'effet total d'un changement dans les salaires en effet "revenu" d'un changement de revenu sur l'offre de travail, en maintenant les salaires constants, et en effet "substitution" d'un changement de l'offre de travail occasionné par un changement dans les salaires, en maintenant constant le niveau de satisfaction.

$$(3) \qquad \frac{\partial H}{\partial W} = \left(\frac{\partial H}{\partial W}\right)_{\bar{U}} + H \cdot \left(\frac{\partial H}{\partial Y}\right)_{\bar{W}}$$

En ce qui concerne l'analyse de politiques, le point fort de ce modèle réside dans le fait qu'il soutient qu'une politique sociale telle que le RURG peut être analysée du point de vue des impacts différents d'un changement dans le taux de biens garantis (ce qui affecte l'offre de travail via l'effet revenu) et de changements dans le taux d'imposition sur le revenu total (ce qui entraîne un effet de substitution). En effet, le RURG peut être aisément représenté par un diagramme tel que celui du graphique 3.2 où ad représente le niveau garanti de biens et la pente de représente le taux de salaire horaire net après impôt. Au départ, l'individu a un degré de satisfaction de U_1 et prend L_1 heures de loisir. Un niveau garanti plus élevé (e.g., ad') produira naturellement une augmentation de la satisfaction (à U_2) et, si le loisir est considéré comme un bien normal, une augmentation de la demande de loisir (à L_2) - ce qui entraîne, par conséquent, une diminution correspondante de l'offre de travail.

Jump et Rea (1976: p. 55, 73-76) ainsi que Glenday et Alam (1982: 8-21) ont également utilisé ce modèle simple pour analyser les réactions comportementales de travailleurs individuels à des changements spécifiques de la loi sur l'assurance-chômage. En effet, l'étude de Jump et Rea se basait sur l'argument qui veut que dans une équation de régression telle que formulée en 4, les coefficients B_1 et B_2 pourraient être interprétés comme étant égaux à $\frac{\partial H}{\partial V}$ et $\frac{\partial H}{\partial W}$ respectivement.

(4) $H = a + B_1 w + B_2 V + BX$

équation dans laquelle X représente un vecteur des variables de contrôle.

En considérant la moyenne de l'offre de travail comme étant égale à H et en la substituant dans l'équation 3, on peut dériver l'effet de véritable substitution. Bien que cette méthodologie économétrique puisse être et a été sévèrement critiquée (voir plus bas), elle est à l'origine des estimations empiriques qui, lorsque combinées à la représentation du régime d'assurance-chômage discuté à la section 3.5, sous-tendent l'estimation des réactions comportementales des individus face à une révision de l'assurance-chômage telles que discutées par Jump et Rea (1975).

Des ouvrages économétriques plus récents, e.g., Hausman (1984) utilisent des techniques économétriques remarquablement plus sophistiquées (voir la section 3.4) mais la perspective fondamentale reste inchangée. La politique gouvernementale est conçue comme étant décomposable en impacts de revenu et de substitution sur les individus à l'intérieur du marché du travail. Ces impacts sont décrits comme

des élasticités. L'élasticité revenu est définie comme étant le changement en pourcentage de l'offre de travail exprimée en heures pour une augmentation de revenu égale à 1% (les salaires étant maintenus constants). L'effet de substitution est mesuré par l'élasticité "compensée" du salaire ou le changement en pourcentage de l'offre de travail exprimée en heures pour un changement de 1% dans les salaires, en maintenant la satisfaction constante. Suivant l'équation (3), on peut exprimer l'élasticité salaire de l'offre de travail** comme étant la somme de l'élasticité revenu de l'offre de travail et de l'élasticité compensée du salaire de l'offre de travail.**

Puisqu'il n'est pas possible d'observer directement une élasticité compensée du salaire de l'offre de travail, ce paramètre empirique important est obtenu en soustrayant un effet revenu estimé de l'élasticité totale du salaire individuel de l'offre de travail. La seule prédiction non ambiguë de la théorie économique néoclassique relative à l'offre de travail est que l'élasticité compensée du salaire de l'offre de travail doit être positive. Sa valeur est seulement estimée empiriquement et indirectement, mais cette valeur est très importante lorsque l'on traite des impacts sur l'offre de travail de changements dans différents programmes. Il n'est peut-être pas surprenant de retrouver dans cette méthodologie une telle controverse sur les estimations des réactions comportementales des individus.

** Le changement en pourcentage de l'offre de travail pour un changement de 1% dans les salaires nets.

** Dans les différents ouvrages, ceci est souvent appelé l'élasticité du "salaire individuel", l'élasticité "totale" ou l'élasticité "non compensée" - différentes expressions qui signifient la même chose. Mathématiquement, des expressions équivalentes pour l'élasticité non compensée du salaire sont: % de changement dans H/% de changement dans W = $\partial \ln H / \partial \ln W = \frac{\partial H}{\partial W} \cdot \frac{W}{H}$

3.2 Offre de travail de la famille

Pendant assez longtemps,les spécialistes de l'économie du travail s'entendaient pour dire qu'on devrait reconnaître l'interdépendance de l'allocation du temps entre les membres d'un même ménage et qu'on devrait travailler avec des modèles d'offre de travail "familiale". Aucun consensus n'est ressorti cependant sur la façon de modéliser le processus de prise de décision de la famille.

Peut-être à cause du fait que les modèles d'offre de travail familiale ont été initialement conçus comme un moyen d'analyser le comportement des femmes sur le marché du travail, les premiers modèles faisaient simplement l'hypothèse que les heures de travail des maris étaient fixées de façon exogène et que les femmes ajustaient leurs heures de façon à maximiser la satisfaction familiale. La satisfaction familiale était comprise dans le modèle comme une fonction du total des biens et des loisirs consommés, mais le point essentiel de cette catégorie de modèles de l'offre de travail familiale était l'assymétrie dans les effets de l'offre de travail mari/femme. Même si le qualificatif de "chauvinisme mâle" que Killingsworth (1983:29) a attribué à cette catégorie de modèles est peut-être exagéré, ces modèles sont des modèles de prise de décision séquentielle. On fait l'hypothèse que des changements dans le taux de salaire horaire réel des maris affectent directement leur offre de travail et indirectement celle de leur femme (via l'effet revenu sur le revenu familial). On fait également l'hypothèse que des changements dans le salaire horaire réel des femmes ont des effets revenu et des effets de substitution sur

les heures d'offre de travail des femmes, mais n'affectent pas l'offre de travail des maris. Dans les récents ouvrages canadiens consacrés à l'offre de travail féminine, autant NaKamura et Nakamura (1981) que Smith et Stelcner (1985) ont adopté ce modèle théorique de base.

Comme autre choix possible, on pourrait supposer que maris et femmes décident conjointement et simultanément des heures de travail qu'ils vont offrir en vue de maximiser une fonction de satisfaction, laquelle est définie à partir d'une consommation conjointe de biens et de temps de loisir des deux individus, fonction assujettie à la contrainte budgétaire délimitée par leurs ressources conjointes et le taux de salaire. La principale caractéristique de ce cadre réside dans l'hypothèse que les élasticités croisées du salaire sur l'offre de travail sont symétriques -- i.e., un changement de un pourcent dans le taux de salaire net du mari a un impact de même importance sur l'offre de travail de la femme qu'un changement de un pourcent du taux de salaire net de la femme a sur l'offre de travail du mari.** Robinson et Tomes (1985) ont choisi ce cadre de maximisation conjointe de la satisfaction pour analyser l'offre de travail des femmes au Canada.

De plus, il existe divers modèles de duopole et de marchandage concernant la prise de décision et l'offre de travail familiales. Le choix qui sera effectué parmi ces modèles d'offre de travail

---

**Notons que le modèle "séquentiel" ou de "chauvinisme mâle" de l'offre de travail familiale fait l'hypothèse que l'élasticité croisée du salaire d'un changement dans le salaire de la femme sur l'offre de travail de l'homme est de zéro.

familiale ne sera pas sans conséquence, puisque des perceptions théoriques différentes sur la façon dont les familles prennent les décisions en ce qui concerne l'offre de travail par rapport au marché du travail rémunéré, imposent de fortes restrictions "a priori" sur l'estimation économétrique. Comme nous le savons tous par expérience personnelle, la façon dont les familles prennent des décisions demeure un sujet de controverse. Les estimations de la réponse comportementale à une loi de politique sociale, lesquelles sont dérivées d'un modèle de microsimulation, dépendront en quelque sorte du modèle implicite de prise de décision familiale interne que contient ce modèle de simulation socio-économique. Une des premières décisions clés en microsimulation consiste à choisir le modèle préféré de prise de décision familiale.

A ce stade d'un projet de microsimulation, on a beaucoup à gagner en faisant appel à la simplicité lorsque c'est possible. Un modèle de duopole ou de maximisation conjointe de la satisfaction familiale exigerait un algorithme compliqué d'équations simultanées pour chaque ménage. Bien qu'on l'ait qualifié de "chauvinisme mâle",l'hypothèse des heures de travail exogènes des hommes est <u>beaucoup</u> plus facile à programmer dans un modèle de microsimulation.

Parce qu'elles sont plus faciles à programmer et que les ouvrages publiés en traitent couramment, je recommanderais, à ce stade du projet de microsimulation, que les heures de travail des hommes (telles que définies par le processus décrit à la section 3.6) soient considérées comme un facteur donné et exogène de l'offre de travail des femmes.

3.3 Le problème du biais dans la sélection de l'échantillon

L'article de Heckman intitulé "Sample Selection Bias as a Specification Error" paru en 1979 dans Econometrica représente au moins à trois points de vue le type "parfait" d'article théorique. Dans ce document, Heckman (1) a révélé qu'un vice fondamental était à la base des estimations empiriques fournies par la presque totalité des recherches précédentes, mais (2) n'a pas exigé de changement fondamental à l'approche théorique qui a mené à de telles estimations et (3) a ainsi procuré pour de nombreuses années, un emploi assuré à un grand nombre d'analystes qui réestimeront des équations sur le comportement de l'offre de travail.

Le problème du biais dans la sélection de l'échantillon est en fait un problème épineux en économique puisque les relations comportementales sont habituellement estimées à partir d'échantillons de la population; cependant, des décisions individuelles ou d'autres processus sociaux peuvent déterminer si un individu fait partie ou non de l'échantillon. Le problème s'est présenté la première fois lorsqu'on a modélisé les réactions de l'offre de travail des femmes suite à des changements dans les taux de taxation, puisque la réaction globale sur l'offre de travail sera l'augmentation de l'offre de travail des femmes qui ont déjà un emploi plus l'augmentation de l'offre de travail des femmes qui se joignent à la population active rémunérée. Mais l'augmentation des heures de travail de celles qui ne font pas présentement partie de la population active dépendra du changement dans le salaire horaire net qui leur est offert, lequel dépend à son tour à la fois des changements dans les impôts et du salaire avant impôt qu'elles

pourraient gagner sur le marché du travail. Nous connaissons le salaire offert à celles qui ont présentement un emploi (i.e., leur salaire véritable), mais comment pouvons-nous estimer le salaire qui serait potentiellement offert à celles qui ne travaillent pas pour un salaire?

Heckman affirmait qu'il était inapproprié d'estimer un salaire potentiel seulement à partir d'observations sur la population de travailleurs et d'extrapoler ce salaire potentiel à la population des non-travailleurs. Il y a bien sûr des différences entre les caractéristiques observables des travailleurs et des non-travailleurs (e.g., formation, années de scolarité). Des études antérieures avaient fait l'hypothèse que les différences dans les salaires potentiels auxquels travailleurs et non-travailleurs avaient accès pouvaient être traduites dans une équation de régression qui estimait la relation, pour des travailleurs avec emploi, entre le salaire et des caractéristiques observables. Cependant, il n'existe pas de données sur le salaire pour les non-travailleurs, pour la simple raison que de tels individus n'ont pas d'emploi. Cependant, ces individus doivent être, d'une certaine façon, différents des individus qui travaillent et qui ont des caractéristiques observables similaires (telles que l'âge, le sexe ou le niveau d'instruction) puisque nous savons qu'ils se comportent différemment (i.e., ils ne travaillent pas pour un salaire). Heckman affirme que la population des non-travailleurs doit être différente de celle des travailleurs du point de vue des caractéristiques qui déterminent la probabilité pour la population des travailleurs de devenir actifs sur le marché du travail; il

ajoute que l'omission de telles considérations biaiserait les cofficients des équations de salaire, i.e., la non-considération des facteurs déterminants de la participation à la population active créerait un "biais d'omission de variables". Cependant, il a aussi proposé une solution -- à savoir qu'on pourrait corriger cette situation en introduisant un terme correcteur du biais produit dans la sélection de l'échantillon** (calculé à partir d'un modèle probit de la probabilité de devenir actifs sur le marché du travail) dans une régression des moindres carrés qui prédit le salaire offert. Dans les années 80, il devient impératif pour tout aspirant à la carrière d'économiste du travail de se préoccuper du problème du biais dans la sélection de l'échantillon dans la pratique économétrique.

Du point de vue d'un modèle socio-économique de microsimulation, cette nouvelle emphase mise sur les variables non observables et sur le "propre choix" dans les catégories de comportements entraîne quatre conséquences principales. (1) Les estimations sur le comportement de la population active provenant des ouvrages parus dans les années 60 et 70, c'est-à-dire qui ont été faites avant que le problème du biais dans la sélection de l'échantillon ne soit soulevé, sont de plus en plus mises en doute dans les milieux universitaires. (2) Puisque le terme correcteur du biais dans la sélection de l'échantillon est calculé à partir des résultats d'un modèle probit (qui doivent être obtenus à partir de techniques de vraisemblance maximale),les coûts informatiques

---

**Souvent appelé dans les ouvrages le "ratio inverse de Mills".

de l'estimation du comportement de la population active ont augmenté considérablement. Ceci sera probablement un problème de courte durée, car les coûts informatiques diminuent rapidement et de nouveaux logiciels pourront bientôt effectuer automatiquement cette tâche qui, à l'heure actuelle, est pénible; mais il y a à court terme une déficience de résultats économétriques crédibles sur le comportement de la population active. (3) Le problème du biais dans la sélection de l'échantillon vient s'ajouter à la théorie économique néo-classique "standard" et non la contredire. (4) Le propre choix est un problème qui va beaucoup plus loin que la participation au marché du travail, puisqu'on peut raisonnablement affirmer que les individus décident eux-mêmes de leur niveau d'instruction, de leurs migrations géographiques ou de leur comportement social, par exemple se marier ou avoir des enfants.

Un exemple précis de l'importance de tenir compte du biais dans la sélection de l'échantillon nous est fourni dans l'analyse qu'ont faite Glenday et Alam (1982) sur les impacts de l'assurance-chômage. Cette étude (qui utilise la base de données UIC/DNR) indique (p. 37) qu'environ 52,8% des périodes de temps que les individus ont passé en dehors d'un emploi rémunéré entre 1974 et 1979 ne se soldent pas par une réclamation de prestations d'assurance-chômage. Quelque 88,4% des périodes sans emploi furent précédées d'une période d'emploi suffisamment longue pour répondre aux critères d'admissibilité; cependant pour la grande majorité de ceux qui n'ont pas fait de réclamation, il s'agissait d'une décision volontaire de ne pas présenter de demande

après avoir perdu ou quitté leur emploi (1982: 45).**

Les effets incitatifs de l'AC sur l'effort de travail/chômage seront clairement affectés par la façon dont seront traités ceux qui ne font pas de réclamation. Hill (1982) affirmait à partir de données provenant des Etats-Unis, que si on considérait des individus qui ont déclaré un revenu nul d'assurance-chômage comme ayant un taux de remplacement (défini comme prestations d'AC/salaire hebdomadaire) égal à zéro, on arrive à la conclusion générale que le taux de remplacement a un effet significatif sur l'augmentation de la durée du chômage. Cependant, si on ne tient pas compte de ces individus dans la régression (en se basant sur le fait que les incitations de l'AC ne s'appliquent pas par choix à leur cas, puisqu'on estime que seulement une minorité ne répond pas aux critères de l'AC), alors l'effet du taux de remplacement sur la durée du chômage diffère, de manière non significative, de zéro.

Glenday et Alam (1982:73-84) ont adopté une approche différente et ont simplement estimé séparément la probabilité de réembauche à partir d'échantillons de demandeurs et de non-demandeurs.** De même, ils ont estimé les facteurs qui déterminent la probabilité qu'un individu sans emploi fasse une demande d'AC (et ont découvert des différences régionales significatives ainsi qu'un taux moins élevé de réclamations parmi ceux qui ont quitté leur emploi). Cependant, ils n'ont pas critiqué leurs

---

**Environ 80% de ceux qui n'avaient pas présenté de demande avaient accumulé 52 semaines ou plus d'emploi assurable et un autre 5% avaient accumulé plus de 6 mois d'emploi assurable.

**Puisque le taux de remplacement était d'environ .66 tout au long de cette période, les seuls aspects du système d'AC qui ont été examinés furent le nombre de semaines de prestations admissibles et des variables factices pour les gains moyens déjà mentionnés et les changements législatifs de 1977.

estimations des facteurs qui déterminent la durée du chômage (e.g., admissibilité aux prestations hebdomadaires) pour tenir compte de la présence d'un biais dans la sélection de l'échantillon. Comme ils l'ont souligné: "Lorsqu'aucune prestation d'assurance-chômage n'est retirée au cours d'une période de chômage, les travailleurs trouvent en moyenne rapidement un emploi." (1982:94) - peut-être parce que les travailleurs qui ont de bonnes raisons de croire que leur chômage sera de courte durée ne se soucient pas le plus souvent de faire une demande d'AC.**On pourrait simplement affirmer que l'omission du correcteur du biais dans la sélection de l'échantillon était sans importance s'il n'y avait pas de corrélation entre la durée du chômage et la probabilité de réclamer de l'AC. Ainsi, il ne suffit tout simplement pas d'estimer séparément les facteurs qui déterminent la durée du chômage pour les demandeurs et les non-demandeurs. En fait, ce sont les individus qui ont décidé d'adhérer à l'une ou l'autre de ces catégories,et leur décision a été influencée par quelques-unes des même variables (les conditions du marché du travail local et la réglementation de l'AC) qui, croit-on, peuvent influencer la durée du chômage. Sans tenir compte du biais dans la sélection de l'échantillon, les coefficients dans les régressions séparées sont nécessairement suspects et on ne peut pas leur accorder beaucoup de crédibilité - pas plus qu'aux conclusions de la politique qu'ils sous-tendent (une diminution des disparités régionales de l'AC).

**Des individus qui quittent un emploi, mais qui en ont un autre en vue et qui, même s'ils présentaient une demande d'AC, seraient confrontés à une période de non-admissibilité.

Estimer un comportement en utilisant un terme correcteur du biais dans la sélection de l'échantillon a obligé les économistes à considérer(en général d'un manière plutôt "ad hoc") ce qui va permettre de prédire la probabilité de la participation au marché du travail (le degré de scolarisation, le mariage, les enfants, etc.). Ceci signifie que les économistes-théoriciens ont recours à des ensembles de données de plus en plus riches, mais en demeurant toujours conscients que des variables non observables sont corrélées, de manière inconnue, aux caractéristiques observables. Dans un modèle de microsimulation, il est par conséquent essentiel de s'assurer que la base de données d'un tel modèle contient le plus possible de cette intercorrélation sous-jacente des variables observables, puisqu'il arrivera souvent qu'on voudra faire la distinction entre les facteurs qui font qu'un individu appartient à une catégorie de l'échantillon et les facteurs qui influencent son comportement, compte tenu du fait qu'il appartient à cette catérogie de l'échantillon.**

Du point de vue de la modélisation de la microsimulation, le fait que l'on procède actuellement à la révision des travaux de recherche sur l'économie du travail à cause de l'omniprésence du biais dans la sélection de l'échantillon, laisse croire qu'il serait particulièrement dangereux d'avancer à l'heure actuelle l'hypothèse d'une corrélation croisée égale à zéro entre des ensembles de variables, comme on

---

**Pour des fins de politiques, on pourra avoir bescin de faire la distinction entre les facteurs qui incitent une personne à faire une réclamation d'AC et les facteurs qui déterminent la durée de celle-ci, une fois qu'elle a été établie.

devrait le faire si l'ensemble de données devait être lié irréversiblement à une "imputation stochastique" comme méthodologie. En principe,on devrait exiger que les dossiers qui constituent la base de données d'un modèle de microsimulation soient assortis de façon exacte -- en pratique, on devrait accepter qu'ils soient assortis de façon synthétique.

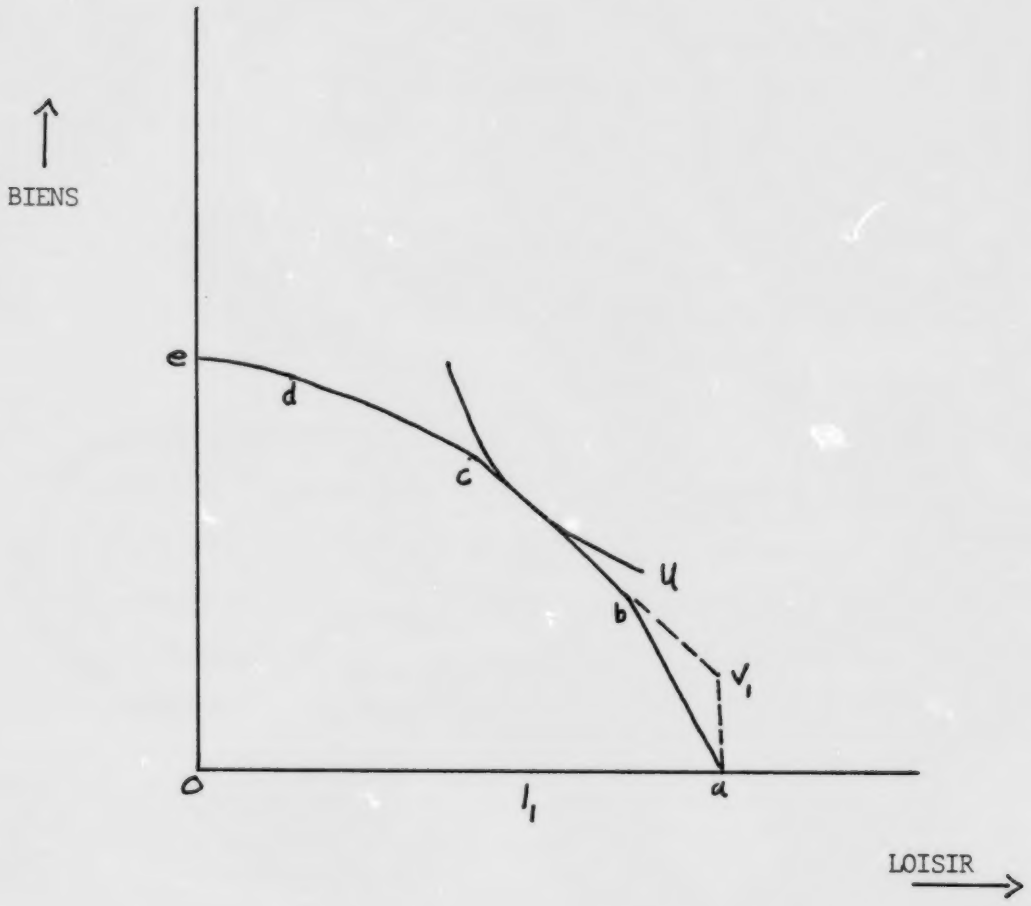
3.4 Le budget après impôt, une contrainte non-linéaire

Le graphique 3.3 remplace l'hypothèse d'un taux constant de salaire après impôt par l'hypothèse voulant que le revenu soit une fonction non-linéaire des heures travaillées. Deux grandes classes de modèles produisent cet effet -les modèles qui incorporent une productivité marginale variable du travail sur une journée d'activité et ceux qui incorporent les impôts progressifs dans le modèle. Les deux posent des problèmes hautement significatifs d'une simple décomposition des réactions à l'offre de travail en effets "revenu" et en effets "substitution".

Si la productivité nette des individus varie au cours de la journée de travail, peut-être à cause des coûts engendrés par la mise en chantier du travail le matin, alors le rendement horaire moyen de celui qui travaille à plein temps serait supérieur à celui du travailleur à temps partiel - ce qui est une explication néo-classique des salaires inférieurs habituellement versés aux travailleurs à temps partiel. D'autre part, la fatigue peut signifier que la productivité dans les dernières heures de la journée de travail

GRAPHIQUE 3.3

CHOIX TRAVAIL/LOISIR AVEC UNE CONTRAINTE BUDGÉTAIRE NON LINÉAIRE



diminue à mesure que le nombre d'heures de travail augmente. Dans les deux cas, le problème de l'estimation au moyen de l'équation simple et unique décrite à la section 3.1 devient un problème d'équations simultanées lorsque les heures de travail et le salaire avant impôt sont déterminés conjointement. Baffoe-Bonnie (1985) trouvent de bonnes raisons d'appuyer la proposition selon laquelle les salaires avant impôt dans un échantillon de travailleurs des Maritimes, sont une fonction du nombre d'heures de travail et estiment donc un modèle d'offre de travail au moyen d'équations simultanées.

De plus, nous savons que le taux d'imposition sur un revenu imposable passe à un échelon supérieur à mesure qu'augmente le revenu -- i.e., la fonction de taxation s'accroît d'une façon linéaire au fur et à mesure qu'augmente le taux d'imposition marginal. Ceci signifie qu'en choisissant un nombre d'heures de travail, un travailleur choisit aussi implicitement un taux de salaire après impôt,puisque plus on travaille longtemps, plus le revenu brut est important et plus le taux d'imposition est élevé. Econométriquement, le problème est le suivant: le modèle d'offre de travail à équation simple, sujet à une contrainte salariale qui a défini assez clairement les effets revenu et substitution de tout changement particulier du taux de salaire avant impôt, devient un problème compliqué d'équations simultanées lorsque les effets revenu et les effets substitution associés à toute augmentation donnée du taux de salaire avant impôt, dépendent de l'échelon d'impôt sur le revenu qui s'applique, qui lui, dépend à son tour du nombre d'heures de travail.

En général, on commence seulement à bien reconnaître l'importance théorique d'un impôt sur le revenu non-linéaire. Blomquist (1985) affirme que dans un modèle à périodes multiples d'offre de travail et de maximisation de la satisfaction, peu de résultats valides dans un système de taxation linéaire sont transposables à un système non-linéaire, parce que la décision épargne/désépargne dépend maintenant des heures d'offre de travail dans chaque période, aussi bien que des taux d'intérêt et des préférences de temps. Pissarides (1983) souligne que les effets dissuasifs du système d'assurance-chômage sont réduits en fonction de la progression du système d'imposition. Plus le degré de progressivité du système d'imposition sera élevé, plus les salaires d'acceptation des chômeurs seront bas, quel que soit le niveau des prestations d'assurance-chômage. La raison principale en est que le salaire d'acceptation optimal dans un modèle de recherche d'emploi dépend des fruits de cette recherche qui eux, dépendent à la fois de la moyenne de la distribution des offres potentielles de salaire après impôt et de la dispersion par rapport à cette moyenne. La taxation qui produit une réduction de la dispersion des offres de salaire après impôt, signifiera des salaires d'acceptation plus bas, puisqu'elle implique que moins de gens se mettront à la recherche continue d'un emploi.

Une stratégie de recherche que J.P. Hausman a préconisé dans plusieurs études (e.g., 1981), procédait ainsi: (a) limiter le cadre d'analyse à une période de temps; (b) faire l'hypothèse que chaque segment du régime d'impôt qui a une progression linéaire

graduelle (e.g., le segment bc du graphique 3.3) peut être considéré comme approximativement équivalent, sur ce palier de revenu,à un régime proportionnel d'impôt sur le revenu ayant un taux d'imposition marginal constant et à la réception d'un revenu supplémentaire "gratuit" (ce qu'on en est venu à appeler "revenu virtuel" et qui est représenté dans le graphique 3.3 par le segment de droite av_1); (c) faire l'hypothèse que la fonction de satisfaction possède une spécification particulière (définie à partir du loisir et du revenu après impôt); (d) calculer le niveau de satisfaction maximal associé à chacune des combinaisons des taux d'imposition proportionnels et des revenus virtuels; (e) déterminer quelle combinaison d'heures, du taux d'imposition et de revenus virtuels maximise la satisfaction individuelle.

Des changements dans les taux d'imposition ou dans d'autres programmes gouvernementaux, sont alors modélisés en termes d'effets revenu et substitution suivant l'hypothèse qu'un individu se situe sur un segment particulier de la contrainte budgétaire -- i.e., on considère que l'effet revenu occasionné par un changement particulier de politique vient s'ajouter ou se soustraire au "revenu virtuel" associé au segment de ce palier d'imposition; on considère aussi que cet effet revenu produit un changement dans le taux d'imposition marginal (proportionnel).

Cependant, Heckman (1981) fait une critique particulièrement approfondie de cette approche. Il fait remarquer que même si on tient compte de préférences hétérogènes, en incluant un terme

stochastique dans la fonction de satisfaction, les résultats sont sensibles aux spécifications qui sont faites a priori de la structure de la fonction de satisfaction. De plus, la méthodologie exige que la contrainte budgétaire à laquelle est confronté le consommateur soit connue de l'économètre qui lui, ignore à la fois les détails réels de l'assujettissement des individus à la taxation et les évasions fiscales possibles. Un modèle qui se limite à des considérations de maximisation de la satisfaction, à l'intérieur d'une seule période, est tout à fait déphasé par rapport à toute la tradition de recherche sur le capital humain, laquelle démontre que les individus cherchent à maximiser leur satisfaction sur des périodes de temps beaucoup plus longues. Finalement, puisque l'effet de substitution estimé est obtenu seulement par l'équation de Slutsky où la méthodologie consiste à soustraire un "effet revenu" présumé d'un effet salaire non compensé, l'importance de l'effet revenu présumé est cruciale.

De plus, dans les travaux de Hausman, la valeur estimée de l'effet revenu dépend principalement de l'imputation du"revenu virtuel" que l'on obtient par une approximation de la table d'imposition. "L'effet revenu"se doit, a priori, d'être positif (même s'il est occasionnellement négatif dans certains travaux (voir Killingsworth (1983: 193-198)). Ces hypothèses sont d'une pertinence remarquable pour la politique, puisque les estimations assez larges qu'Hausman a faites de la perte inerte qui est implicite dans un régime d'impôt progressif sur le revenu comparé à un régime d'impôt à"taux forfétaire" proportionnel, dépend d'une façon cruciale de la valeur de l'élasticité

compensée du salaire de l'offre de travail - mais ceci est pratiquement égal à un effet revenu négatif, puisque dans ses travaux, l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail des hommes est essentiellement égale à zéro.

Dans leur évaluation du Livre blanc du Québec sur la réforme de l'impôt et des paiements de transfert, Fortin, Rousseau et Fortin (1984) utilisent l'approche de Hausman.** Mais une façon d'envisager leur travail est de le voir comme un exemple concret de l'importance d'obtenir une estimation exacte de l'élasticité compensée du salaire de l'offre de travail. Leur estimation selon laquelle la perte inerte d'efficience inhérente au système québécois d'impôt/transfert représente 37% du produit intérieur net est plutôt dramatique, mais cette estimation tombe à 15% lorsqu'ils passent d'une estimation "forte" des élasticités de l'offre de travail (i.e., approche de Hausman) à une estimation "moyenne" des élasticités de l'offre de travail.**

Cependant, les deux ensembles d'élasticités de l'offre de travail sont remarquablement plus importants que ceux qui ont été avancés par Nakamura et Nakamura (1981) et beaucoup plus importants que ceux de

---

**En ajoutant au modèle"d'équilibre général"le fait que la demande de travail par catégorie de travailleurs est une demande dérivée dont l'élasticité est présumée différente d'une catégorie à l'autre lorsqu'on maintient l'hypothèse qu'au niveau agrégé,l'élasticité de substitution entre le capital et le travail est de un -- i.e., une technologie de production Cobb-Douglas avec des partages comstants de facteurs agrégés.
**De toute évidence, cette "moyenne" ne provient pas directement de Killingsworth (1983: 193) malgré la référence apparaissant au bas de la page A-9 du rapport Fortin, puisque les moyennes des estimations ne suivant pas l'approche de Hausman,présentées par Killingsworth sont de 0.22 pour les hommes et de 0.98 pour les femmes.

Stelcner/Smith (1985). Hausman rapporte (1981) une élasticité compensée du salaire d'environ + 1.0, alors que Fortin et al (1984: p. A-9) affiche une estimation "moyenne" des élasticités de l'offre de travail d'environ la moitié (i.e., environ + 0.5). La moyenne simple des estimations de Nakamura sur l'élasticité compensée du salaire de l'offre de travail des femmes (Nakamura 1981: 483), pour des Canadiennes de 7 groupes d'âge différent est de 0.097, alors que la moyenne des estimations de Stelcner/Smith (1985: 22) est encore plus basse à 0.0247.** Si l'on extrapole l'estimation de la perte inerte comme une fonction linéaire des élasticités de l'offre de travail, en se basant sur les chiffres de Nakamura ou de Stelcner/Smith, la perte inerte du système québécois d'impôt/transfert est nulle.

La méthodologie de l'étude de Fortin consiste (1) à identifier un nombre spécifique de ménages "types" (e.g., famille biparentale, famille monoparentale, famille sans enfants, etc.), (2) estimer la réaction comportementale de chaque catégorie de ménages face à une législation sociale et ensuite (3) multiplier la réponse estimée par le nombre de chaque catégorie de ménages au sein de la population québécoise et (4) faire la sommation pour tous les types de ménages. Cette méthodologie impose implicitement la contrainte que les ménages ne peuvent pas changer de catégorie pour réagir, même indirectement à une législation sociale (e.g., la politique fiscale ne peut avoir, à

**Le résultat standard veut que l'élasticité de l'offre de travail des femmes soit supérieure à celle des hommes, mais Nakamura affirme que les femmes qui travaillent ont un comportement similaire à celui des hommes qui travaillent, si on contrôle adéquatement les influences économiques spécifiques aux femmes (e.g., la présence d'enfants d'âge pré-scolaire, la demande de travail restreinte à cause de la discrimination dans les emplois).

travers le taux de divorce, une influence sur le nombre de familles biparentales ou monoparentales). De façon contrastée, la méthodologie de simulation micro-analytique (e.g., telle que mise au point par Orcutt (1976))débute avec un échantillon statistiquement représentatif de la population et calcule ensuite, pour chaque ménage, le comportement prédit comme une fonction des caractéristiques du ménage et des incitations économiques.** On prédit par conséquent que les ménages ayant des caractéristiques particulières (e.g., famille biparentale d'une région donnée ayant un niveau particulier d'instruction) auront des incitations économiques spécifiques (e.g., un salaire et un barême d'imposition donnés) et se comporteront de manière spécifique (e.g., augmenter les heures de travail ou devenir chômeur). Cependant, le mariage, le divorce ou le fait d'avoir des enfants sont aussi des comportements liés à un régime de vie également sensibles aux incitations économiques et aux valeurs présentes et passées des caractéristiques du ménage. En effet, Orcutt (1976: 116) a découvert que le chômage récent du chef de famille est la plus importante variable de prédiction de la probabilité des divorces. (Le revenu de la famille était aussi statistiquement significatif). Pour cette raison, le modèle DYNASIM incorpore une série de modules qui prédisent le divorce, le mariage, la fécondité et les décès. Les lois qui ont un effet sur le

---

**On doit insister sur le terme "prédit" car on accorde en fait à chaque ménage individuel (dans le but de préserver la variabilité stochastique des micro-données) une valeur tirée d'une distribution dont la moyenne est la valeur espérée, étant donné les caractéristiques du ménage, de chaque type de comportement des ménages (e.g., offre de travail), mais dont la variance est l'erreur standard de la régression qui prédit ce type de comportement.

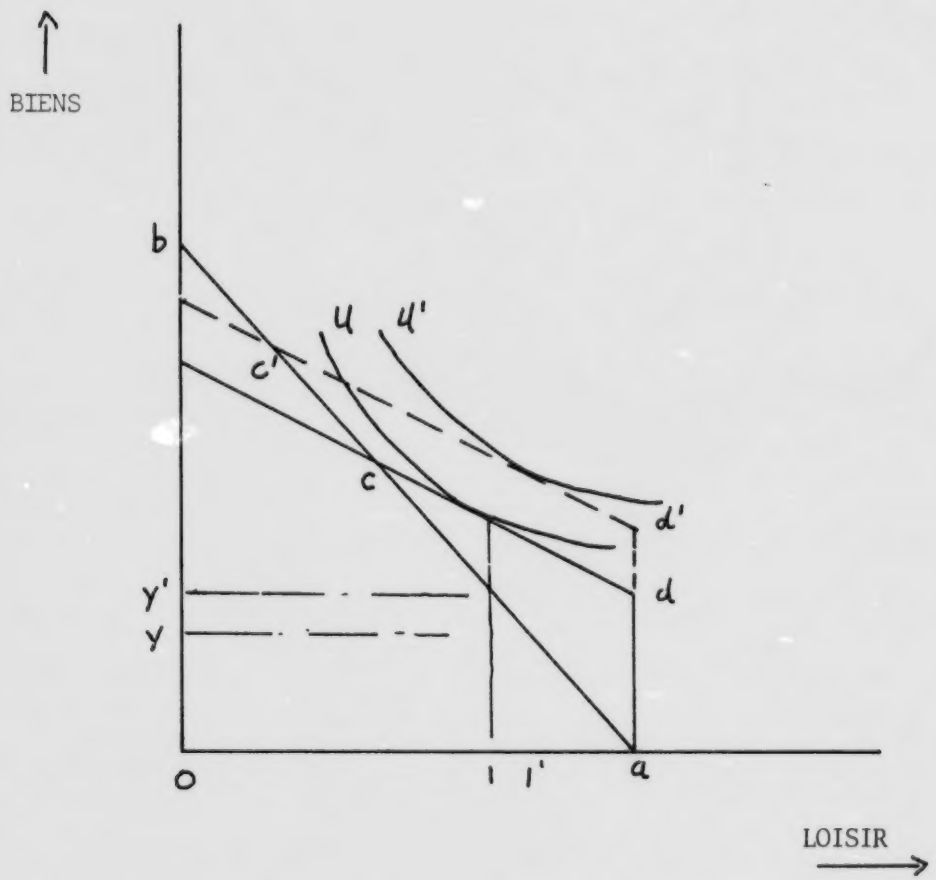
revenu des familles et sur la probabilité d'emploi des individus affecteront, avec le temps, la proportion relative des types de familles. La simulation micro-analytique peut incorporer de tels effets indirects et, de par sa nature, est plus en mesure de traiter entièrement les impacts d'une législation que la méthodologie d'un "type idéal" de Fortin et al.

De plus, on doit dénoncer avec vigueur l'affirmation de Fortin et al (voir 1982: XI, 39) selon laquelle une réforme du programme de bien-être social "générerait des emplois", si on se fie à leur modèle. Il est peut-être compréhensible que durant une période de chômage élevé, les chercheurs désirent faire valoir que leurs travaux ont une certaine pertinence avec ce problème social aigu, mais il faut se rappeler que cette étude est un pur modèle d'offre de travail qui se base sur la prémisse qu'aucun individu n'a de contraintes dans ses heures de travail. Fortin et al utilisent les estimations de l'élasticité salaire de l'offre de travail discutée plus haut pour dériver une prédiction d'augmentation des heures de travail pour chacun des 34 types d'individus. L'augmentation prévue des heures de travail de chaque type d'individus est multipliée par le nombre de ces individus et on fait la sommation des réponses pour tous les types d'individus en vue de donner une estimation de l'augmentation totale de l'offre de travail en heures. Cette augmentation du total des heures de travail d'individus ayant déjà un emploi est par la suite divisée par 1875 (puisque 50 semaines x 3.75 heures par semaine = 1875 heures) et le résultat est présenté comme le nombre "d'emplois à plein temps" créés par une réforme du programme.

Affirmer que ceci a quelque chose à voir avec la "création d'emploi" est une marque de négligence et induit en erreur. Le cadre du choix travail/loisir suppose des heures de travail flexibles et met donc de côté toutes contraintes possibles auxquelles les individus sont confrontés dans leur recherche "d'emploi". L'analyse du chômage involontaire requiert une perspective fondamentalement différente.

GRAPHIQUE 3.4

CHOIX TRAVAIL/LOISIR AVEC UN RURG



3.5.1 L'offre de travail individuelle et la réaction comportementale: l'exemple du RURG

Un exemple d'un type de programme qui s'applique facilement au cadre travail/loisir est le concept du "revenu annuel garanti", tel que le Régime universel de revenu garanti proposé récemment par la Commission royale d'enquête sur l'union économique et les perspectives de développement.** Dans un tel programme, les individus reçoivent un niveau garanti de revenu et sont imposés sur leur revenu de telle sorte que leur revenu monétaire est égal au niveau garanti plus les gains après impôt. Dans un diagramme, le niveau garanti peut être représenté par le segment de droite ad du graphique 3.4 et le taux de salaire après impôt peut être représenté par la pente du segment de droite dc (le taux de salaire avant impôt peut être représenté par la pente du segment de droite ab).

Les bénéfices nets d'un régime de revenu annuel garanti pour un individu sont par conséquent égaux à la différence entre le revenu garanti qu'il reçoit et le total des impôts qu'il paie sur ses gains. Le "seuil de rentabilité" (c dans le graphique 3.4) est le point où le montant payé en impôts sur les salaires est égal au revenu garanti. Plus le seuil sera élevé, plus le revenu garanti sera important et plus le taux d'imposition (t) sera faible sur les gains individuels.

**Les esprits cyniques peuvent bien affirmer que la popularité d'un concept de revenu annuel garanti s'explique dans une large mesure par la facilité avec laquelle les économistes peuvent analyser un tel programme en utilisant les plus élémentaires outils théoriques.

A un niveau de revenu supérieur au"seuil de rentabilité", un individu paiera des impôts nets au gouvernement; à un niveau de revenu inférieur à ce seuil, il recevra une subvention nette à travers le régime de revenu annuel garanti. D'une façon plus précise, ceci signifie que le fardeau fiscal d'un régime tel que le RURG dépendra de la combinaison du niveau de revenu garanti choisi et du taux d'imposition qui s'applique sur les gains.

Un des problèmes soulevés par la création d'un régime de revenu annuel garanti tel que le RURG réside dans les échanges triangulaires entre les coûts totaux du programme, l'objectif d'assurer un revenu adéquat pour ceux qui ne sont pas sur le marché du travail (ce qui se traduit par un niveau de garanti élevé) et l'objectif de stimuler les incitations de travail pour les individus qui font partie de la population active (en optant pour un faible taux d'imposition sur les gains). Le choix d'un niveau de garanti élevé combiné à un faible taux d'imposition sur les gains, garantira un "seuil de rentabilité" élevé; plus la portion de la population qui reçoit des subventions nettes sous le couvert du programme de revenu annuel garanti sera grande, plus le fardeau fiscal du programme sera lourd.

Par exemple, si on proposait un niveau garanti de base plus élevé tel ad', en maintenant le même taux d'imposition (t) sur le revenu, le "seuil de rentabilité" augmenterait à c'. Si le loisir est un bien normal, le cadre du choix travail/loisir prédirait que les individus consomment plus de loisir (i.e., le nombre d'heures de loisir augmenterait de 1 à 1'). Et la réduction de l'offre de travail produirait une baisse du revenu gagné (de y à y').

Un cas aussi simple illustre cependant un des avantages du modèle de microsimulation du comportement par rapport à l'analyse d'impact. En analysant les impacts du RURG, l'analyste qui considérerait uniquement l'impact du RURG présumerait implicitement que les heures de loisir restent inchangées après une augmentation du niveau garanti, ce qui voudrait dire que le revenu gagné et que le gain fiscal provenant du salaire gagné demeureraient également constants. Le coût net d'une augmentation du niveau garanti serait par conséquent simplement l'augmentation des paiements faits aux individus (la distance dd' dans le diagramme). Cependant, en utilisant la méthodologie de la microsimulation, on prédirait que le revenu gagné diminuerait du montant yy' et que par conséquent, le revenu fiscal diminuerait d'un montant égal à t.yy'. Le coût net d'une augmentation du niveau garanti serait donc l'augmentation des paiements explicites (dd') plus toute réduction du revenu fiscal (t.yy').**

De plus, comme l'ont indiqué Wolfson (1985) et Kesselman (1986), mettre sur pied un RURG financé par des modifications substantielles aux programmes d'impôts et de transferts existants** et par l'imposition d'un taux de récupération de 20% produira à la fois (a) des

---

**Dans cette section, nous présumons que le cadre du choix travail/loisir est un moyen utile d'analyser les comportements par rapport au travail du "travailleur à faible revenu". La section 4 discute plus longuement des difficultés reliées à cette présomption.

**On propose d'abolir au profit du RURG les allocations familiales, le supplément de revenu garanti, les crédits d'impôt pour enfants, les exemptions fiscales pour enfants, les dépenses sociales pour le logement, les dépenses fédérales pour le Régime d'assistance publique du Canada et les exemptions de personnes mariées.

changements substantiels dans le revenu net des individus et des familles possédant des caractéristiques spécifiques à tous les niveaux de revenu et (b) une augmentation considérable du taux d'imposition marginal lié au taux d'un grand nombre de familles. On peut s'attendre à ce que ces deux impacts aient un effet sur les décisions des individus concernant l'offre de travail. Wolfson (tableau 3) par exemple, indique que l'impact des recommandations de la Commission Mac Donald sur les familles se situant entre les 40e et 50e centiles de la distribution du revenu sera un gain net moyen de 1 000$ par famille, mais pour les 10% qui constituent le niveau supérieur de ce groupe de revenu, il y aura un gain de 3775$, alors que pour les 10% du niveau inférieur, il y aura une perte de 175$. "L'effet revenu" sur l'offre de travail de ces recommandations sera, par conséquent, fort différent d'une catégorie de revenu à l'autre. De plus, certaines familles seront confrontées à de nouveaux taux d'impôt marginaux plus élevés même si les incitations négatives auxquelles font face les bénéficiaires de la sécurité sociale diminueront. On ne peut prédire l'effet net de tous ces changements sur l'offre de travail uniquement à l'aide de la théorie - en effet, seul un modèle de microsimulation du comportement peut réellement tenir compte de tous les impacts d'un programme tel que le RURG.

3.5.2 L'offre de travail et la réaction comportementale des individus: l'exemple de l'assurance-chômage.

On a également eu recours au cadre du choix travail/loisir pour analyser l'impact de l'assurance-chômage sur le marché du travail.

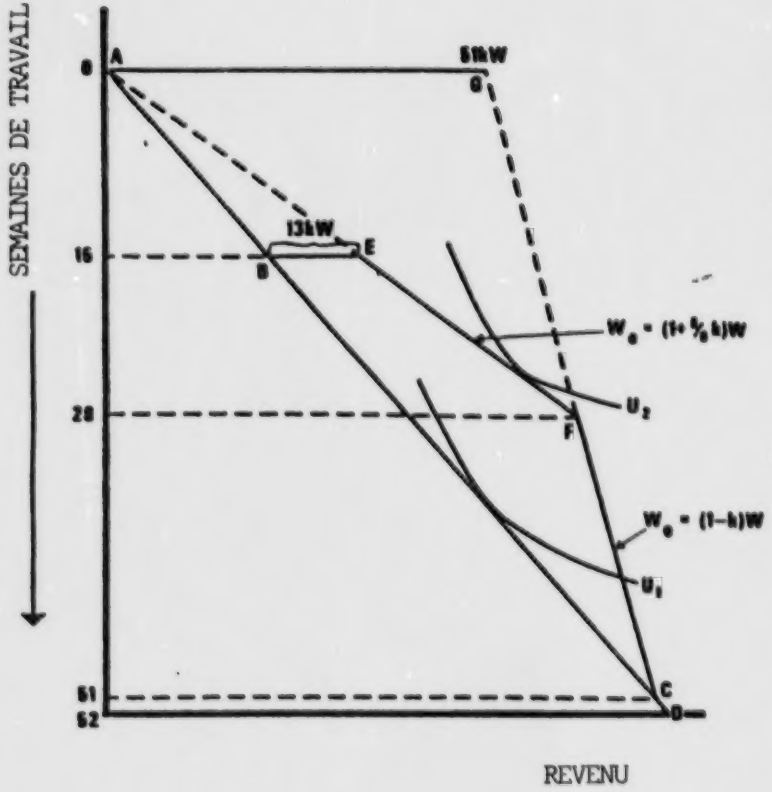
Les graphiques 3.5 et 3.6 sont tirés des travaux de Rea (1977)** qui a utilisé un tel cadre pour analyser les amendements apportés en 1971 à la Loi sur l'assurance-chômage du Canada. Les diagrammes représentent la contrainte budgétaire à laquelle fait face un travailleur "type" si l'on est disposé à faire les hypothèses(a) que tout chômage est équivalent à un loisir; (b) qu'il n'y a aucun contrôle sur le régime d'assurance-chômage, de telle sorte que le fait de retirer de l'assurance-chômage devient une décision purement individuelle; (c) que les heures de travail hebdomadaires sont fixées, ce qui fait qu'aucun travailleur ne peut substituer des heures entre les semaines à l'intérieur de l'année; (d) que la période de décision pour un individu est d'une durée d'une année; (e) qu'aucun individu ne choisit plus d'une période de chômage par année et (f) que le taux de salaire des individus n'est pas influencé par des périodes de chômage, aussi bien présentes que futures. Si on est disposé à accepter tout cela, on peut alors analyser les impacts de l'assurance-chômage en termes de ses impacts sur les échanges travail/loisir, via le changement qu'il implique sur le prix réel du loisir. On dit qu'être admissible aux prestations d'assurance-chômage signifie que le salaire net pour une offre de travail continue tombe à (1 moins le taux de remplacement de l'assurance-chômage) x le salaire horaire brut.

Pour simplifier quelque peu, la méthodologie de microsimulation utilisée dans le cadre d'échange travail/loisir pour analyser un

---

**Green-Cousineau (1976) ont suivi une approche similaire quoique moins sophistiquée. Glenday/Alam (1982) et Phipps (à venir) présentent également des modèles de ce type.

GRAPHIQUE 3.5

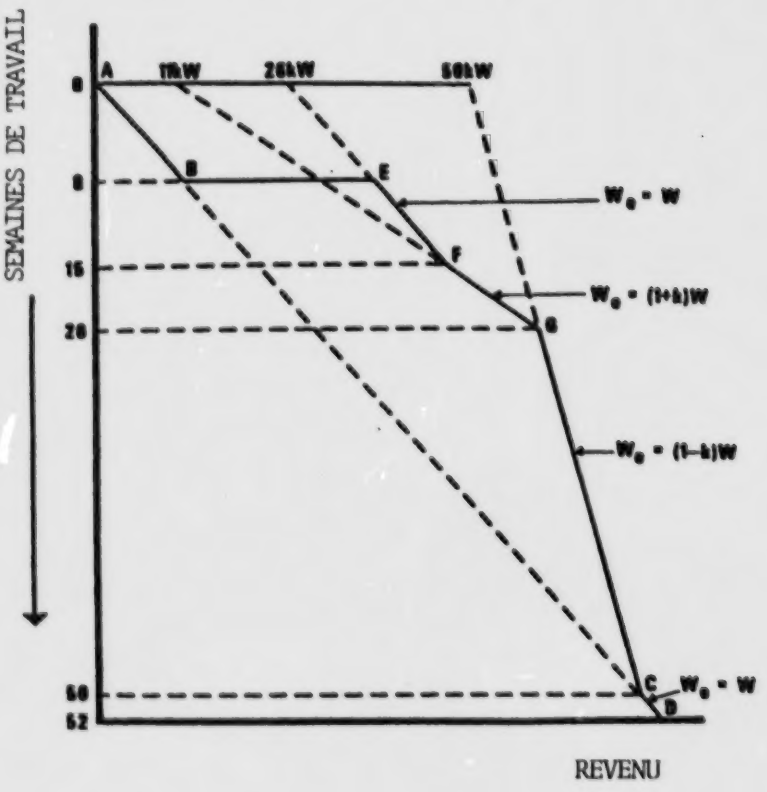


W_e = Salaire hebdomadaire réel

Graphique 1 Prestations saisonnières d'AC - Loi de 1955, période de décision d'un an.

GRAPHIQUE 3.6

Assurance-chômage et offre de travail



Graphique 2 Prestations d'AC - Loi de 1971 Période de décision d'un an, taux de chômage de plus de 5%, pas de personnes à charge

programme aussi complexe que l'assurance-chômage nous oblige à situer chaque individu avant la réforme du système sur une ligne budgétaire telle que représentée dans le graphique 3.5. On calcule ensuite les effets revenu et les effets substitution entraînés par un changement dans le régime budgétaire (e.g., dans un système comme celui du graphique 3.6) en utilisant quelque estimation de l'élasticité compensée du salaire de l'offre de travail et l'élasticité du revenu de l'offre de travail. Cependant, on n'est pas obligé de limiter cette analyse aux régimes d'assurance-chômage actuellement en vigueur, puisqu'il est tout aussi facile de tracer des contraintes budgétaires pour des régimes d'assurance-chômage hypothétiques. En ce sens, la flexibilité du cadre des effets revenu/substitution représente un avantage certain.

Cependant, il est également souvent nécessaire d'être très "ad hoc" lorsqu'on impose des contraintes à l'opération d'un tel type de modèle de microsimulation si on ne veut pas générer des prédictions globales irréelles. A l'intérieur du cadre du choix travail/loisir sur lequel se base le modèle, les seules personnes qui ne réclament pas d'assurance-chômage à l'intérieur d'une année sont celles dont l'intérêt pour le loisir est tel qu'elles préfèrent travailler presque toute l'année (et sont donc dans une solution "de limite", segment de droite CD dans le graphique 3.5). Cependant, comme le fait remarquer Rea (1977: 277), seulement une minorité de la population active canadienne est sans emploi à n'importe quel moment durant n'importe

quelle année**.Si l'un ou l'autre de ces individus est involontairement en chômage, alors la pertinence du choix travail/loisir dans l'analyse des impacts de l'assurance-chômage doit diminuer considérablement. Le choix de la portion de la population qui est sensée réagir de la façon prévue par l'analyse revenu/loisir de l'offre de travail est au moins aussi important que le choix des élasticités de l'offre de travail qui sont utilisées.

L'analyse des impacts du régime d'AC à l'aide du cadre du choix travail/loisir est donc beaucoup plus problématique que l'analyse du RURG. Le défaut le plus flagrant de cette méthodologie dans l'analyse du chômage réside dans le fait qu'il est plus qu'évident que le chômage n'équivaut pas à du loisir pour la plupart des travailleurs sans emploi (voir Osberg, 1986c). De plus, l'AC est un système beaucoup plus compliqué qu'un régime de revenu annuel garanti, à un point tel qu'il est erroné de représenter ce programme comme au graphique 3.5,et les prédictions qui en découleraient induiraient en erreur. Pour ces raisons, on peut soutenir que le cadre du choix travail/loisir est une "première étape facile" dans l'analyse de la réaction comportementale des individus à l'assurance-chômage.**

**Durant les années 70, environ 20% de ceux qui faisaient partie de la population active à un moment quelconque durant une année avaient aussi été sans emploi à l'intérieur de la période d'une année, mais dans les années 80, le taux est de 26 à 28% - voir "Annual Work Patterns Survey S.C." 71-531 et 71-001; 7/85. Tel qu'indiqué à la section 3.3, dans plus de la moitié des cas de périodes sans emploi. les individus ne font pas de demandes de prestations d'AC.

**Voir dans Phipps (à venir) une comparaison entre les modèles de choix travail/loisir de l'AC et les modèles de choix sous contrainte.

Les points forts du modèle travail/loisir résident dans le fait qu'il donne la possibilité de modéliser un grand nombre de recommandations différentes au sujet d'une politique, en les représentant en termes de contraintes budgétaires auxquelles font face les consommateurs. Cette flexibilité est un avantage majeur**, mais elle n'est pas sans coût, puisque on présume a priori que différentes interventions dans des politiques ayant un même impact sur la contrainte budgétaire auront le même impact sur le comportement, et cette hypothèse peut être problématique. Par exemple, deux changements possibles de la politique qui pourraient produire un même effet revenu pour les prestataires d'AC seraient une augmentation de la période d'attente d'AC et une réduction des allocations familiales.

Le cadre du choix travail/loisir présume que les règlements de l'AC ne font que modifier la contrainte budgétaire à laquelle font face les individus. Par conséquent, si on augmentait la période d'attente de n semaines, les individus qui ont fait une demande de prestations (i.e., ceux qui étaient sur le segment EFGC du graphique 3.6) perdraient un revenu égal à nkW (où k est le taux de remplacement et W est le salaire hebdomadaire). Dans le diagramme 3.6, les segments de droite EFGC seraient simplement ramenés vers la gauche.** Allonger la période d'attente des prestations d'AC produirait un pur "effet revenu" et l'impact sur l'offre de travail serait par conséquent

---

**Voir section 5 pour plus de détails.
**Le segment de droite BE serait réduit de nkW et le segment CD serait proportionnellement plus long.

calculé comme nkW/Y (le changement en pourcentage dans le revenu) multiplié par l'élasticité revenu de l'offre de travail (voir section 3.6).

Cependant, on pourrait également obtenir un "effet revenu" comparable pour ceux qui ont réclamé de l'AC en effectuant d'autres changements au système de transfert d'impôts, par exemple en changeant le montant des allocations familiales. Les fervents adeptes du cadre du choix travail/loisir affirmeront que les individus réagiront de la même façon à toute combinaison de nouvelles politiques qui ont les mêmes impacts nets sur le revenu non gagné et sur les salaires horaires nets. Les plus sceptiques insisteront peut-être sur d'autres réactions comportementales et croiront peut-être que la méthode de mise en oeuvre du programme peut en elle-même avoir des impacts significatifs.

Par exemple, nous avons discuté dans les pages précédentes du régime d'AC et du problème du biais dans la sélection de l'échantillon. Nous y avons noté que plus de la moitié des périodes de chômage, entre 1974 et 1979 n'avaient pas entraîné de demandes d'AC. Même si le coût (en temps et frais de déplacement) de la présentation d'une demande d'AC est sûrement minime, les individus qui savaient qu'ils auraient à faire face à une longue période d'attente avant d'avoir droit aux prestations (e.g., parce qu'ils avaient démissionné de leur emploi précédent) peuvent avoir pensé qu'il ne valait pas la peine de présenter une demande, en particulier s'ils avaient de bonnes raisons de croire qu'ils trouveraient rapidement un nouvel emploi.

En effet, lorsqu'il s'agit de prédire la probabilité de la présentation d'une demande d'assurance-chômage, la variable la plus clairement significative statistiquement parlant, et la plus importante empiriquement, est la variable qui indique si un individu a abandonné ou pas son emploi précédent (Glenday/Alam 1982:84). Sur cette base, on pourrait affirmer qu'une augmentation de la période d'attente des prestations d'AC réduirait la proportion de chômeurs qui présentent une demande d'AC** de même qu'elle modifierait l'offre de travail de ces demandeurs (via l'effet revenu). De même, les conséquences d'une modification de la période d'attente sur la probabilité de présenter une demande seraient sans aucun doute partiellement dépendantes de variables telles que le taux de chômage local. Il faudrait donc tenter de modéliser à la fois l'impact de périodes d'attente plus longues sur le pourcentage de chômeurs qui présentent une demande et la durée du chômage des demandeurs. Par conséquent, on doit en conclure que si l'on désire comprendre pleinement une réaction comportementale, il est nécessaire d'aller au-delà du cadre du choix travail/loisir.

3.6 L'absence de consensus sur le comportement de l'offre de travail

La grande majorité des articles consacrés à l'offre de travail dans les ouvrages économiques ont été écrits dans une perspective

---

**Une estimation rapide des effets de la période d'attente sur la réclamation d'AC nous est fournie par Glenday/Alam (1982:84), mais une estimation plus fiable requerrait une étude spécifique couvrant les changements dans les périodes d'attente des années 1970.

théorique comme celle qui est décrite ci-haut dans la section 3.1 ou en sont le prolongement. Bien qu'il existe un large consensus parmi un grand nombre d'économistes au sujet de la perspective théorique qui convient à l'analyse des problèmes de l'offre de travail, il est important de noter que le consensus est beaucoup moins grand lorsqu'il s'agit de déterminer la valeur empirique des réactions de l'offre de travail face à des changements dans les salaires ou dans les revenus ne provenant pas des salaires des individus. Le tableau 3-1 contient différentes estimations sur l'offre de travail des hommes et le tableau 3-2 présente quelques études récentes réalisées au Canada au sujet du comportement de l'offre de travail des femmes. Le taux de participation des hommes à l'offre de travail, en particulier celui des hommes jeunes, ayant toujours été relativement élevé, le problème du biais dans la sélection de l'échantillon, dans les équations de l'offre de travail, a été de la plus grande importance dans le comportement de l'offre de travail des femmes. Les estimations des tableaux 3-1 et 3-2 ont été sélectionnées parmi un large éventail d'ouvrages consacrés à l'offre de travail, (la plus grande partie ayant été admirablement résumée par Killingsworth (1983: pp. 182-199, 202, 111-125)) en supposant que ces estimations étaient a priori pertinentes au modèle de microsimulation canadien. Les résultats empiriques basés sur des échantillons partiels (e.g., les noirs, les assistés sociaux) ont donc été éliminés.** On insiste davantage sur

---

**Des résultats différents pour les noirs et pour les blancs peuvent s'expliquer par des goûts différents, la discrimination ou l'adaptation à la discrimination - tous ces facteurs font que les résultats pour les noirs ne sont pas représentatifs de ceux de l'ensemble de la population. Comme l'indique la section 4.1, il y a de bonnes raisons de penser que les estimations des réactions de l'offre de travail des pauvres peuvent occasionner de sérieux problèmes d'interprétation.

les résultats canadiens lorsqu'ils sont disponibles et les estimations qui n'incorporent pas de tests sur le biais dans la sélection de l'échantillon ont été exclues.

En général, le manque de consensus dans les ouvrages provenant des Etats-Unis est fort évident. L'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail des hommes, comme le rapporte Killingsworth (1983: 119-123,193), est faible et négative dans la plupart des études (ce qui implique un repli vers l'arrière de la courbe de l'offre de travail). L'élasticité du revenu total de l'offre de travail est généralement estimée négative, habituellement "faible", - i.e., habituellement pas inférieure à moins 1. Cependant, il est à remarquer que bien que la seule prédiction non ambiguë provenant de la théorie néo-classique sur l'offre de travail soit que l'élasticité compensée du salaire de l'offre de travail doit toujours être égale ou supérieure à zéro; environ treize des trente-cinq estimations de Killingsworth (1983: 119-123) rapportent une élasticité compensée du salaire négative pour l'offre de travail.

Il y a, en tout état de cause, encore moins de consensus au sujet du comportement de l'offre de travail des femmes. Comme le souligne Killingsworth (1983: 205), les travaux de deuxième génération fournissent des estimations de l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail des femmes qui se situent "n'importe où entre -.89 et plus 15.24", ce qui constitue un très large éventail.

TABLEAU 3.1

ESIMATIONS EMPIRIQUES CHOISIES SUR L'ÉLASTICITÉ

DE L'OFFRE DE TRAVAIL - HOMMES

Étude	Élasticité du salaire		Élasticité revenue total $(\frac{\partial H}{\partial Y} \cdot W)$
	Non compensée	Compensée	
Ham (1982: 346) (a)	-.14	-.06	-.08
Macurdy (1983: 285) (b) log	.69	1.43	-.74
linéaire	.27	.71	-.44
Blomquist (1983: 186) (c)	.08	.12	-.04
Blundell/Walker (1982) (e)	-.23	.13	-.36
Hausman (1981) (f)	0.00	.95	-.95
Baffoe-Bonnie (1985: 144) (v)	-.17	.03	-.20

Notes relatives au tableau 3.1

(a) Ham (1982)

- traitement explicite du problème de la sélection de l'échantillon dans les estimations de l'offre de travail lorsque des travailleurs sont sous-employés ou perdent du temps de travail à cause de grèves (les deux ne peuvent être dissociés dans l'ouvrage de Ham).
- une élasticité compensée du salaire de l'offre de travail négative est statistiquement significative.
- ne traite pas des questions d'impôt.
- effet âge est présumé sans rapport avec le salaire.
- tous des hommes de 25 à 50 ans,"P.S.I.D."de 1967 à 1974.

(b) MacCurdy (1983)

- modèle pseudo-dynamique utilisant l'expérience de Denver Income Maintenance (on fait l'hypothèse que les attentes relatives au revenu futur peuvent être saisies à travers le comportement vis-à-vis de l'épargne dans la période en cours).
- mise en garde sur le petit échantillon.

(c) Blomquist (1983)

- Type de méthodologie utilisée par Hausman pour la Suède, échantillon aléatoire de 5616 plus les données de l'impôt - estimations "ML".
- estimation du taux de salaire biaisée à la hausse (salaires de 1974 utilisés pour expliquer heures de 1973).
- revenu ne provenant pas du travail et prise en compte des taxes sur le logement qui créent une erreur de mesure dans le calcul du revenu virtuel.

(d) Hausman (1981)

- tout l'intérêt est dans le terme "revenu virtuel", ce qui implique que la modélisation d'un système de taxation est cruciale - affirme Heckman (1983) dans ses commentaires.
- les limites du modèle à une période sont particulièrement importantes lorsque le "revenu virtuel" est traité comme s'il était équivalent à "l'effet revenu".
- spécification a priori de la fonction de satisfaction.
- effet revenu contraint d'être négatif.

(e) Baffoe-Bonnie (1985)

- résultats obtenus par log sur tout un échantillon - preuve de segmentation trouvée dans un groupe de 520 travailleurs des Maritimes.
- taux de salaire horaire avant impôt déterminé par un modèle à équations simultanées 3SLS incluant des salaires endogènes (offre de travail déterminée en tenant compte du salaire après impôt avec une approximation linéaire du régime d'imposition fiscal).

TABLEAU 3.2

ESTIMATIONS EMPIRIQUES CHOISIES SUR L'ÉLASTICITÉ

DE L'OFFRE DE TRAVAIL - FEMMES

Études canadiennes	Élasticité du salaire		Élasticité revenue total
	Non compensée	Compensée	
Nakamura[2] (1981:483) (a)			
âge 25-29	-.370	-.15	-.22
30-34	-.270	.225	-.495
35-39	-.305	-.117	-.188
40-44	-.086	.183	-.269
45-49	-.085	.100	-.207
50-54	.143	.414	-.271
55-59	-.051	.025	-.076
Smith/Stelcner (1985:19) (b)			
semaines par année 20-34	.16	*	*
35-54	*	*	*
heures par année 20-34	.21	.41	-.20
35-54	*	*	*
Robinson/Tomes (1985:161) (c)			
salaire horaire (OLS)	-.22	*	*
payé à l'heure (OLS)	-.18	[-.18] (d)	0.0 (d)

* n'est pas statistiquement significatif à 5%.

TABLEAU 3.2 - fin

Études canadiennes		Élasticité du salaire Non compensée	Compensée	Élasticité revenue total
Stelcner/Smith (1985:22) (d)				
femmes mariées				
âgées 20-34 semaines par année		.0133	.0094	.0039
35-54		.0304	.0236	.0068
âgées 20-34 heures par année		.0191	.0456	-.0265
35-54		.0202	.0202	0.0
Mazany (1985) (e)				
mariées - toutes les femmes		1.517	1.772	-.2546
femmes au travail		1.309	1.518	-.2097
Nakamura[2] (1983) (f)				
Avec enfants 6	$h < 1400$	-.108		
	$h \geq 1400$	-.048		
Avec enfants <6 et 6-14	$h < 1400$	-.128		
	$h \geq 1400$	-.040		
Avec enfants 6-14	$h < 1400$	-.197	[Élasticité revenue non donnée]	
	$h \geq 1400$	-.036		
Sans enfants 4-5	$h < 1400$	-.179		
	$h \geq 1400$	-.054		
Jamais eu d'enfants	$h < 1400$	-.087		
	$h \geq 1400$	-.037		
Stelcner/Breslaw (1985:1067) (g)				
Heckman		.399	0.487	-.087
GLS équations simultanées		1.284	1.521	-.238

Notes relatives au tableau 3.2

(a) Nakamura et Nakamura (1981)

- Micro-données canadiennes et américaines provenant des recensements de 1970 et 1971; utilisation des calculs itératifs pour tenir compte de la dépendance mutuelle des heures et des taux d'impôt marginaux (même méthode itérative que celle qui a été utilisée par Nakamura dans son article de 1983 et par Smith/Stelcner (1985) - essentiellement une méthode du gradient. L'équation de base est (1)

(1) $h^* = F(X, w(H_i^*))$

h^* = heures désirées

X = variables de contrôle, incluant un biais dans la sélection de l'échantillon

$W(H_i^*)$ = taux de salaire net après impôt (une fonction des heures travaillées

*(1) est estimée, avec h_i^* étant de 1 à l'origine, puis la valeur prédite de H^* est insérée dans $w(h_i^*)$ et (1) est ré-estimée et ainsi de suite jusqu'à ce que les estimations de F convergent -- si la fonction impôt a des taux marginaux en croissance continue, la convergence est unique.

- la demande locale de travail pour les travailleuses est une variable proxy; salaire avant impôt n'est pas une fonction des heures, les estimations des salaires GLS ont été corrigées pour tenir compte du biais dans la sélection de l'échantillon occasionné par la participation au marché du travail - échantillon réparti par âge pour les femmes mariées, en supposant que les heures des maris sont fixes.

(b) Smith/Stelcner (1985)

- Micro-données du recensement canadien de 1981. Les équations d'heures et de semaines sont estimées pour toutes les femmes et estimées séparément pour celles qui ont de 20 à 34 ans et celles de 35 à 54 ans, en faisant la correction pour le biais dans la sélection de l'échantillon. Contrairement à Nakamura, pas de variables proxy pour les possibilités locales d'emploi ou pour le taux de chômage local. La correction apportée pour l'impôt sur le revenu n'est pas claire -- un calcul itératif mais bien que la page 3 critique la façon dont les Nakamura traitent du revenu virtuel, la définition du revenu non gagné qui apparaît à la page 7 est la même qu'on retrouve en page 462 dans Nakamura. L'offre de travail des maris est considérée comme exogène.
- les élasticités pour les groupes d'âges séparés y sont indiquées, différences significatives entres les groupes d'âges.

(c) Robinson/Tomes (1985)

- utilise l'enquête sur la qualité de la vie de l'Université York qui présente des réponses spécifiques sur les salaires, les heures des femmes mariées sous les rubriques "échantillon du salaire horaire" (195) et "échantillon des heures rémunérées" (324); pas de correction à la façon de traiter l'impôt; ne rejette pas l'hypothèse qu'il n'y a pas de biais dans la sélection de l'échantillon; des estimations de variables instrumentales deux fois plus grandes que celles de "OLS" pour les "heures rémunérées", quatre fois plus grandes que "OLS" pour le "salaire horaire".

(d) - L'élasticité du revenu n'est pas estimée séparément, mais le revenu des épouses a un coefficient (statistiquement significatif) approximativement égal à zéro (.00001) et si on faisait un modèle récursif de l'offre de travail des ménages (comme dans Nakamura), ceci équivaudrait à l'élasticité revenu, impliquant ainsi l'élasticité compensée du salaire.

(e) Stelcner/Smith (1985)

- Le recensement canadien de 1981 précise la fonction de satisfaction "CES" lorsque les coefficients du modèle probit de la participation à la population active (supposant aucun coût fixe pour l'emploi) identifient la fonction de satisfaction. Un "revenu virtuel"/une linéarisation proportionnelle de l'impôt du régime fiscal plus la maximisation de la satisfaction de chaque femme a été utilisé pour simuler les impacts sur l'offre de travail d'un changement de 1% dans les salaires et le revenu virtuel.

(f) Mazany (1985)

- utilise les vagues du "P.S.I.D." de 1975 à 1977, établit un lien entre la participation au marché du travail et la décision d'avoir des enfants, puis estime par la technique du maximum de vraisemblance en corrigeant le biais dans la sélection de l'échantillon.
- la seule étude qui examine les impacts des salaires/impôts sur l'offre de travail et la fécondité, mais en utilisant les salaires avant impôt, ne fait pas de correction pour l'impôt sur le revenu.

(g) Nakamura et Nakamura (1983)

-essentiellement la même méthodologie et le même ensemble de données que dans Nakamura[2] (1981); l'objectif est de vérifier la stabilité de la structure des paramètres de l'offre de travail pour les femmes qui

travaillent plus ou moins 1400 heures par année en faisant la correction pour le biais dans la sélection de l'échantillon. Les variables de revenus de salaires pour les Etats-Unis ont été corrigées en tenant compte des variations de prix régionales (ce qui a fait peu de différence).

- instabilité des paramètres observée pour les femmes mariées travaillant à temps partiel (<1400 heures) par rapport à celles qui travaillent à plein temps (>1400 heures) selon le nombre d'enfants. MAIS l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail est toujours négative (élasticité du revenu non mentionnée).

(h) Stelcner/Breslaw (1985)

- utilise les données sur 2439 femmes mariées au Québec et l'EFC de 1979.
- problème majeur dans l'absence d'une variable "heures travaillées", par conséquent, la variable salaire est définie comme salaires annuels/traitement divisés par les semaines travaillées.
- correction du biais dans la sélection de l'échantillon pour la participation au marché du travail mais pas pour le statut de travailleur à temps partiel/plein temps (voir Nakamura (1983)) - le biais dans la sélection de l'échantillon négatif qui a été observé n'est pas crédible.
- la variable dépendante est le nombre de semaines travaillées, le contrôle pour les hommes sans emploi (factice si < 26 semaines) est très grossier.
- façon de traiter de l'imposition sur le revenu similaire à celle de Nakamura.
- estimations relativement faibles eu égard aux techniques d'estimation (élasticité du salaire propre = .4 si on utilise la technique de Heckman mais = 1.28, si on utilise GLS).

TABLEAU 3.3

HYPOTHÈSES DE TRAVAIL SUGGÉRÉES

	Femmes célibataires et hommes	Femmes mariées
Élasticité non compensée du salaire individuel	-0.1	-0.2
Élasticité compensée du salaire individuel	0.1	0.1
Élasticité du revenu total	-0.2	-0.3
Élasticité compensée par rapport au salaire du conjoint	0	-0.3

3.7 Faire un choix parmi les estimations disponibles

Dans le tableau 3.3, nous présentons une liste de suggestions d'hypothèses de travail sur les valeurs probables de l'élasticité du salaire et du revenu pour les femmes mariées, les femmes célibataires et les hommes. Puisqu'il a déjà été mentionné que les ouvrages qui ont été publiés renferment un large éventail d'estimations sur le comportement de l offre de travail, on ne peut s'attendre à ce que le choix d'une estimation précise en particulier, parmi la variété disponible, fasse l'unanimité. Différentes considérations entrent également en ligne de compte dans l'évaluation de l'élasticité de l'offre de travail des femmes mariées et des hommes.

Le tableau 3.2 donnait un certain nombre d'estimations de l'élasticité de l'offre de travail des femmes mariées qui toutes, sauf une, avaient été calculées à partir de données canadiennes. La seule exception (Mazany (1985)) a été incluse parce que c'est la seule étude disponible qui examine explicitement le lien qui existe entre la décision des femmes mariées d'avoir des enfants et/ou de participer au marché du travail et d'offrir des heures de travail. Cependant, le fait qu'elle se sert de données américaines et qu'elle néglige les problèmes complexes de l'impôt sur le revenu limite son utilité dans l'analyse des politiques gouvernementales. Il est particulièrement souhaitable d'utiliser des estimations de comportement de l'offre de travail qui se basent sur des données canadiennes puisque le traitement fiscal en ce qui concerne le revenu des femmes mariées est fondamentalement différent aux Etats-Unis (où on a la possibilité de payer l'impôt sur

le total des revenus des deux conjoints) et au Canada, où les gains de la femme mariée sont imposés sur une base individuelle.** De plus, comme le soulignent Nakamura et Nakamura, les salaires des femmes sont moins élevés au Canada, il y a moins de possibilités d'emploi qu'aux Etats-Unis et le taux de participation des femmes au marché du travail est en moyenne moins élevé. Finalement, si les normes sociales en ce qui concerne la participation des femmes mariées au marché du travail sont différentes d'un pays à l'autre, il paraîtrait souhaitable d'utiliser des études locales lorsqu'elles sont disponibles.

Les estimations fournies dans le tableau 3.2 ont toutes tenté de contrôler le biais dans la sélection de l'échantillon et de tenir compte de la non-linéarité du système d'impôt sur le revenu. Dans un cas, Stelcner/Breslaw (1985), l'étude du comportement de l'offre de travail est gâchée par l'absence de données exactes sur les heures de l'offre de travail, nécessitant des estimations douteuses sur le salaire hebdomadaire et l'offre de travail totale. Cependant, si l'on met de côté le document de Stelcner/Breslaw, il est peut-être réconfortant de constater qu'il n'y a pas vraiment d'écart très large

---

**Sur le montant qui excède les quelques milliers de dollars de l'exemption de femme mariée, selon la loi de l'impôt. Au Canada, les revenus d'une femme mariée sont effectivement imposables au taux d'impôt marginal de son mari. Pour cette raison, la contrainte budgétaire après impôt d'une femme mariée au Canada est non convexe par rapport à la gamme de gains initiaux. Cependant, cette interdépendance du barême fiscal des maris et des femmes n'a vraisemblablement de l'importance que dans les cas des couples où la femme travaille à temps partiel. Glaister et al (1981: 187) ont cependant insisté sur l'importance de reconnaître l'exonération d'impôt pour la partie du revenu qui se situe au-dessous du niveau d'exemption pour comprendre le comportement de l'offre de travail des travailleurs masculins mariés de Grande-Bretagne -- i.e., le traitement fiscal réel des revenus compris dans l'éventail des gains initiaux peut avoir des conséquences importantes sur les estimations agrégées des effets de l'offre de travail.

entre les récentes estimations empiriques des élasticités du salaire et du revenu de l'offre de travail des femmes mariées au Canada.

Les ouvrages américains qui traitent de l'offre de travail des femmes mariées font la conclusion typique que pour une femme mariée américaine, l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail est positive, i.e., à mesure que les salaires augmentent, le nombre d'heures de travail des femmes mariées américaines s'accroît. (Voir Killingsworth (1983: p. 200). Selon ce critère, le résultat d'une élasticité non compensée de l'offre de travail négative auquel est parvenu Nakamura (similaire au résultat normalement observé chez les hommes) est anormal. Cependant,Robinson/Tomes (1985) ont obtenu une répétition de ce résultat, encore qu'en utilisant un ensemble de données quelque peu spécial,(les femmes ayant déclaré qu'elles étaient payées à l'heure) et sans un facteur de correction pour tenir compte de l'impact de l'impôt progressif. Les travaux de Nakamura sur l'offre de travail ont de nombreux et importants points forts notamment leur méthode itérative de calculer les heures désirées comme une fonction du taux du salaire après impôt dans un système d'impôt progressif sur le revenu; l'inclusion explicite du côté de la demande de variables pour mesurer le chômage local et les opportunités d'emploi, la correction du biais dans la sélection de l'échantillon pour la participation au marché du travail, une désagrégation plutôt extensive des femmes mariées faisant partie du marché du travail, par groupes d'âges (1981), par heures de travail, selon l'âge des enfants (1983) et une comparaison explicite avec des

données américaines utilisées dans des équations spécifiques similaires (1981).** A mon avis, ces travaux entraînent des résultats plutôt solides sur cette base, et, je suggérerais d'utiliser les estimations du tableau 3.3 comme hypothèses initiales de travail pour une microsimulation de la réaction comportementale à la loi de l'impôt au Canada, si aucune désagrégation par âge n'est requise.**

De plus, bien que Smith/Stelcner (1985) et Stelcner/Smith (1985) en arrivent à des conclusions qualitativement différentes quant au signe de l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail des femmes mariées, il vaut la peine de noter que leurs estimations sont plutôt faibles en valeur absolue (i.e., entre + .01 et + .16). La proposition de Stelcner/Smith (1985) selon laquelle l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail est différente d'un groupe d'âge à l'autre, mais qu'à l'intérieur d'un groupe d'âge elle serait de l'ordre de .01 à .03, est dérivée d'une méthodologie de simulation basée sur une estimation de la fonction de satisfaction "CES". Il est par conséquent assez difficile de savoir quelle est l'erreur standard d'estimation qui touche une telle estimation de l'élasticité et avec quel degré de confiance on peut dire que cette estimation est différente de zéro. Le document de Smith/Stelcner utilise les données du recensement canadien de 1981 et est fondamentalement similaire du point de vue méthodologie au travail produit

---

**Willingsworth (1983:200) critique les Nakamura pour l'omission de la variable "niveau d'instruction" dans l'équation relative aux heures (même après avoir contrôlé l'offre de salaire) et pour l'absence d'une variable "expérience de travail" dans l'équation salaire (les Nakamura partagent l'échantillon en groupes d'âge restreints et utilisent le nombre d'enfants et l'âge au premier mariage comme variables proxy). Cependant, la raison théorique pour laquelle ces questions devraient être importantes n'est pas claire.

**Les estimations des Nakamura par groupes d'âge fournies dans le tableau 3.2 peuvent être utilisées si une désagrégation par groupes d'âge est dédirée.

par les Nakamura en 1981 (qui utilisaient les données du recensement de 1971) -- avec l'absence significative de toute variable de contrôle du chômage local ou des possibilités d'emploi autant dans l'équation salaire estimé que dans l'équation des heures de travail. Puisque pour ma part, je suis porté à penser que la partie demande du marché du travail est plutôt importante, je crois par conséquent que l'omission de cette variable est également assez importante.**

Parmi les travaux économétriques consacrés aux heures d'offre de travail des hommes, l'étude de Ham (1982) est la seule qui tente de traiter directement des contraintes sur les heures individuelles de l'offre de travail telles que les grèves ou le travail de courte période. Sa correction du biais dans la sélection de l'échantillon, élaborée en estimant les heures d'offre de travail des hommes à partir d'un échantillon qui inclut à la fois des travailleurs sous contraintes et des travailleurs non soumis à des contraintes, est un argument de poids en faveur de ces estimations de l'élasticité de l'offre de de travail.** Les résultats de Ham proviennent du Groupe d'étude sur la dynamique du revenu aux Etats-Unis, mais dans le cas de l'offre de travail des hommes, il y a à la fois moins de raisons et moins

---

**Les Nakamura (1981 et 1983) affirment que ces variables sont hautement significatives, statistiquement parlant, et qu'elles ont des signes prévisibles.

**Les conclusions de Ham selon lesquelles l'élasticité du salaire de l'offre de travail est négative, non positive, et est statistiquement significative pourrait troubler le lecteur dans le mesure où il croit fermement à la théorie néo-classique du choix du consommateur. Cependant, on pourra constater, en consultant d'autres ouvrages, que ces résultats ne sont pas inhabituels (voir Killingsworth, 1983, pp. 118-121).

d'occasions de s'appuyer sur les seules études canadiennes. Les taux de participation des hommes au marché du travail sont beaucoup plus constants au niveau de l'économie nationale que ceux des femmes. Si on adopte le modèle des comportements de l'offre de travail familiale suggéré plus haut dans la section 3.2, c'est-à-dire, si on fait l'hypothèse que l'offre de travail des hommes ne dépend pas des gains des femmes mariées, alors la différence de traitement fiscal, d'un pays à l'autre, des individus qui gagnent un revenu secondaire n'est pas pertinente -- par hypothèse, les hommes décident de leurs heures d'offre de travail sans tenir compte du traitement fiscal qui s'applique aux gains du travail des femmes. Finalement, on se heurte au problème pratique que bien peu d'études ont été effectuées au cours des dernières années sur le comportement de l'offre de travail des hommes au Canada.

Compte tenu de la gamme d'estimations contenues dans le tableau 3.1 ou provenant de Killingsworth (1983: 193-194), le problème essentiel dans le choix d'estimations de l'élasticité de l'offre de travail des hommes réside dans l'importance qu'on attache aux observations économétriques "extérieures". Parmi la "deuxième génération" d'études sur l'offre de travail des hommes, seules celles de Mc Curdy (1983) rapporte avoir trouvé une élasticité salaire positive de l'offre de travail qui est empiriquement importante.(Egale à 0.69 en spécification log). Killingsworth (1983: 193-194) donne environ 23 estimations de l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail des hommes, parmi lesquelles 16 sont négatives, 2 sont de zéro et 5 autres

varient entre plus 0.06 et plus 0.14. La simple moyenne arithmétique de l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail des hommes obtenue par Killingsworth est de -0.0575, ce que l'on arrondit à -0.1 comme le fait l'estimation de Ham (1982).

Le résumé que Brown (1981: 143) fait des résultats à la fois par ses entrevues pour analyser les réactions d'offre de travail des travailleurs manuels de Grande-Bretagne et par de nombreuses estimations économétriques qui utilisent le même ensemble de données,** est également très similaire: "Pour les hommes, l'élasticité est faible et négative (peut-être de -0.1)." Une telle estimation serait consistante avec ce qui a été dit précédemment au sujet de l'élasticité du salaire de l'offre de travail des femmes (établie à -0.2 dans le tableau 3.3) pouisque l'ensemble des ouvrages concluent que l'offre de travail des femmes réagit, en valeur absolue, plus que celle des hommes à des changements dans les salaires ou le revenu. Une estimation de -0.1 pour l'élasticité non compensée du salaire individuel de l'offre de travail des hommes est également consistante avec la plupart des travaux sur l'histoire de l'offre de travail des hommes qui a eu tendance à affirmer que la courbe de l'offre de travail des hommes se replie légèrement vers l'arrière.

En langage clair, les auteurs des différents ouvrages semblent s'entendre sur le fait que, chez les hommes, une augmentation de salaire produit une faible diminution du nombre d'heures de travail --

---

**Voir Ruffell (1981), Ashworth et Ulph (1981), Glaister/McGlone/Ulph (1981) et Brown/Levin/Ulph (1976).

i.e., une augmentation de 10% du salaire horaire causera une diminution de 1% du nombre d'heures de travail annuelles, ou environ la moitié d'une semaine de travail en moins pour un travailleur sur une année entière.

Dans un modèle d'offre de travail sur une période donnée, la valeur donnée à l'élasticité revenu de l'offre de travail est primordiale. L'élasticité du revenu de -0.74 qu'a obtenue Marcudy (1983) n'est pas directement comparable aux travaux qui ont été faits sur une période donnée, puisque son modèle en est un qui défend explicitement un cadre de maximisation de la satisfaction dynamique ou qui s'étend sur toute une vie. L'estimation de Marcudy se démarque encore une fois des autres travaux, tout comme la conclusion de Hausman (1981) sur une élasticité du revenu de l'offre de travail de -0.95. Dans le modèle de Marcudy, les épargnes courantes du ménage jouent un rôle très important dans la définition des attentes de revenus sur toute une vie. Dans le modèle de Hausman, le "revenu virtuel" d'un ménage a une importance capitale. Ces deux variables sont sans doute mesurées avec une grande part d'erreur, compte tenu de certaines raisons qui nous font mettre en doute ces observations périphériques. La moyenne simple des estimations de l'élasticité revenu de l'offre de travail des hommes qui est fournie par Killingsworth (1983) est de -0.3 (de -0.317 si on inclut l'estimation de Hausman et de -0.28 si on l'exclut). Par contraste, bien que Blomquist (1983) utilise un traitement du système fiscal dont la conceptualisation est identique à celui de Hausman, son estimation de l'élasticité revenu de l'offre de

travail en Suède est beaucoup plus faible (à -0.04) que celle de Hausman. Bien plus, l'étude de Ham (1982) a l'immense avantage de corriger les élasticités de l'offre de travail des hommes pour tenir compte des contraintes de l'offre de travail individuelle -- et son estimation pour l'offre de travail des hommes est de -0.08. Puisque les estimations sur l'élasticité revenu de l'offre de travail des hommes auxquelles j'accorde le plus de crédibilité sont celles qui se situent dans la partie inférieure de la gamme, ma préférence en ce qui concerne l'élasticité revenu de l'offre de travail des hommes est de -0.2, tel qu'il est mentionné dans le tableau 3.3. (Ceci implique qu'une augmentation de 10% dans le revenu de transfert sera associée à une diminution de 2% des heures de travail). Compte tenu que l'estimation de l'élasticité non compensée du salaire individuel de l'offre de travail est de -0.1 et que l'estimation de l'élasticité du revenu total de l'offre de travail des hommes est de -0.2, il s'ensuit directement que l'élasticité compensée du salaire individuel de l'offre de travail des hommes et de + .1.**

On peut faire une comparaison entre les hypothèses de travail du tableau 3.3 et celles qui sont utilisées dans quelques-uns des présents macro-modèles canadiens. Le modèle SAM (Small Annual Model) de la Banque du Canada utilise la notion de richesse sur la durée d'une vie et tente de calculer des solutions nationales stables pour le moyen et le long terme. Comme ce modèle met en commun les hommes et

---

**Après avoir écrit la précédente section, j'ai trouvé une référence à des estimations similaires dans un ouvrage de M. Keely (1981) -- i.e., une élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail de -.11 et une élasticité compensée du salaire de .1.

les femmes, on doit pondérer les estimations du tableau 3.3, selon leur proportion avec la population active afin de comparer les élasticités estimées. Pour les hommes et les femmes pris ensemble, le tableau 3.3 implique une élasticité revenu de -.23, assez comparable à l'estimation de -.28 de la Banque du Canada (voir Rose et Selody 1985: 107). Une différence apparaît dans l'estimation de l'élasticité compensée du salaire individuel qui est de 0.1 dans le tableau 3.3 et de 0.34 dans le modèle SAM. (Puisque le tableau 3.3 se réfère à un comportement à court terme, on se serait normalement attendu à une élasticité à court terme plus élevée). On peut critiquer à bien des points de vue le modèle SAM (e.g., exclusion arbitraire des données de 1979 à 1981) et en général de telles macro-estimations ont peu de chance d'être supérieures à une analyse soignée des micro-données. Un point important cependant, est que de tels macro-modèles peuvent bien contenir des estimations exagérées sur les réactions de l'offre de travail et, il en résulte que le modèle SAM peut exagérer les modifications dans les extrants suite aux changements proposés dans le régime fiscal.

4. Problèmes liés au cadre simple

4.1 Une histoire édifiante

L'idée selon laquelle une politique sociale peut être analysée dans le cadre des effets revenu et substitution, dans un modèle d'une seule période, a eu une influence prépondérante sur l'analyse des programmes destinés aux travailleurs à faible revenu. Les analyses de l'impact sur l'offre de travail d'impôts négatifs sur le revenu ou de revenus annuels garantis ont souvent été faites au moyen de ce cadre (e.g., Gunderson, 1983: 117-154). Un des principaux raisonnements qui milite en faveur d'un programme impôt négatif sur le revenu/revenu annuel garanti a toujours été la diminution qu'il entraîne des incitations négatives par rapport au travail, ce qui est implicite dans les programmes actuels de bien-être. Si l'on additionne la valeur des garderies subventionnées, le coût du loyer indexé au revenu et les prestations de bien-être aux ménages à faible revenu et que l'on calcule la diminution des bénéfices totaux engendrée par les augmentations de revenus gagnés, il est normal de constater qu'il y a pour la population à faible revenu des taux d'imposition marginaux très élevés sur les revenus gagnés (voir par exemple Osberg 1981: 198). En fait, à cause de l'accumulation des bénéfices des programmes sociaux (e.g., garderies subventionnées plus coût du loyer indexé au revenu plus prestations de bien-être) et la perte d'admissibilité aux prestations de nombreux programmes, perte causée par des augmentations du revenu gagné, il n'est pas rare de rencontrer un taux d'impôt marginal qui dépasse 100% - i.e., le revenu réel net de certains sous-groupes

parmi les travailleurs à faible revenu décroît de façon certaine à mesure que le revenu gagné augmente.

Les plans impôt négatif sur le revenu/revenu annuel garanti sont conçus explicitement pour éviter ces taux marginaux très élevés d'impôt sur le revenu gagné et pour diminuer l'effet dissuasif par rapport au travail, qui existe actuellement. On affirme que l'effet substitution d'une diminution des taux marginaux d'impôt (qui équivaut à une augmentation du salaire horaire marginal après impôt) augmente l'offre de travail, mais on reconnaît également que la présence d'un revenu garanti peut engendrer un effet revenu pour les bénéficiaires de programmes. De plus, puisque le taux d'impôt marginal sur le revenu des individus qui ne sont pas d'anciens bénéficiaires du bien-être social est susceptible d'augmenter, l'impact global d'un revenu annuel garanti sur l'offre de travail est indéterminé(bien qu'on ait souvent prédit qu'il pouvait varier entre moins 2.5 et 4.3 pourcent - voir Masters et Garfinkel (1977) ou Keeley et al(1978)).

Aucun régime de revenu annuel garanti n'a encore fait l'objet d'une loi au Canada ou aux Etats-Unis,** mais le problème de l'effet de dissuasion vis-à-vis du travail, effet entraîné par un taux d'impôt marginal très élevé inhérent aux programmes de bien-être, a eu un impact sur la conception de programmes. Aux Etats-Unis, le programme AFDC (programme d'aide aux familles ayant des enfants à charge) a été amendé en 1967 afin de permettre aux bénéficiaires de

---

**Il semble que les récentes recommandations de la Commission Mac Donald sur le RURG n'en sont pas encore au stade de projet de loi.

garder les premiers 30$ et le tiers de tout gain mensuel net subséquent. Ce principe des "gains voilés" a été créé dans le but d'empêcher le taux d'impôt marginal sur le revenu gagné, implicite dans le programme AFDC, de dépasser .66. On considérait qu'il était important de maintenir les taux d'impôt à ce niveau , car les bénéficiaires (des femmes) semblaient bien réagir aux incitations économiques. Killingsworth (1983: 205) a affirmé que la "recherche de deuxième génération indique que les réactions structurelles (effet revenu et effet de substitution) sont beaucoup plus grandes chez les femmes que chez les hommes, (ce qui) vient confirmer les conclusions de la première génération." Puisqu'on pourrait s'attendre de plus à ce que les femmes chefs de famille aient des coûts d'opportunité, en terme de temps, plus élevés dans la "production familiale" que les femmes qui ne sont pas chefs de famille, on pourrait aussi s'attendre à ce que le taux d'imposition implicite sur le revenu net gagné détermine de façon significative les heures d'offre de travail des bénéficiaires du programme AFDC.

Cependant, en 1981, il s'est produit une sorte"d'expérience perverse" qui a fourni des preuves que l'effort de travail réagit réellement à des facteurs de dissuasion fiscale. L'OBRA (loi "omnibus" de conciliation budgétaire) a apporté un grand nombre de changements importants au programme AFDC, parmi lesquels le principal a été l'élimination des "gains voilés" pour les emplois qui durent plus de 4 mois. Un certain nombre de dispositions de l'OBRA a entraîné la perte des prestations de l'AFDC ou la réduction de l'admissibilité de béné-

ficiaires aux prestations permanentes, mais la caractéristique la plus remarquable des amendements de l'OBRA était l'institution d'un taux d'impôt marginal de 100% sur le revenu gagné dans un emploi permanent. Pour ceux qui bénéficiaient encore du programme AFDC après 1981, les amendements de l'OBRA représentaient une incitation économique non équivoque - de ramener le revenu gagné à zéro - si on analyse l'offre de travail en utilisant le cadre des effets revenu/substitution dans un modèle à une période.**

Cependant, depuis lors, environ 10 études ont conclu que les amendements de l'OBRA ont eu des impacts réels sur l'effort de travail.** Bien que tous ces travaux ne soient pas parfaits, ils en arrivent néanmoins aux deux mêmes conclusions: (1) les amendements de l'OBRA ont entraîné un déclin substantiel du revenu mensuel total des bénéficiaires de l'AFDC et de ceux qui ont été exclus du programme; (2) les amendements de l'OBRA n'ont eu pratiquement aucun impact sur les heures d'offre de travail. Une étude en commission qui se basait sur deux échantillons de probabilité nationale, choisis parmi les cas de l'AFDC (un échantillon prélevé en septembre 1980 et un autre en septembre 1981), a conclu que l'OBRA n'avait eu aucun effet soit sur la probabilité qu'un travailleur-bénéficiaire de

---

**Moffitt (1985a) a avancé l'argument que parmi les bénéficiaires de l'AFCD, ceux qui sont sortis du programme peuvent peut-être augmenter l'offre de travail; alors, l'impact théorique des amendements de l'OBRA sur l'ensemble de l'offre de travail est ambigu. Cependant, la prédiction n'est pas ambiguë en ce qui concerne les bénéficiaires du programme. De plus, on doit se méfier de la vision parfaite d'après coup, car presque tous les analystes de politiques avaient insisté à ce moment-là sur les effets dissuasifs d'un taux d'impôt marginal de 100% appliqué à un revenu gagné sur une longue période (e.g., Aaron, 1982:150).

**Cette section est fortement inspirée des travaux de Moffitt (1985a) et Focus (1985).

l'AFDC change pour devenir un bénéficiaire sans emploi, ou soit sur la probabilité qu'un bénéficiaire sans emploi devienne un bénéficiaire-travailleur. Une autre étude consacrée uniquement aux travailleurs-bénéficiaires de prestations de l'AFDC en vint encore à la conclusion que les bénéficiaires-travailleurs avaient continué de travailler après que l'adoption de l'OBRA eût augmenté à 100% leur taux d'impôt marginal sur le revenu gagné. Le "General Accounting Office" a examiné les cas relevant de l'AFDC dans cinq villes spécifiques et le "New York City Human Resource Administration" a recueilli des données durant environ une année sur trois échantillons de cas relevant de l'AFDC. Encore une fois, on en vint à la conclusion que les bénéficiaires qui avaient un emploi avant les coupures budgétaires n'ont pas quitté leur emploi à cause de l'OBRA. Puisqu'il est possible que les amendements de l'OBRA aient pu décourager les individus d'adhérer à l'AFDC, Moffit (1985a) affirme qu'il faudrait considérer au niveau agrégé le taux de participation au marché du travail des femmes chefs de famille et vérifier l'impact de l'augmentation générale du chômage durant la récession de 1981/82. Son étude en coupe transversale n'a trouvé aucun impact significatif de l'OBRA sur la participation des femmes au marché du travail. En bref, "qu'il s'agisse d'études en commission ou en coupe transversale, ce qu'il y a de surprenant au sujet des études qui ont été faites jusqu'à maintenant c'est que leurs résultats sont remarquablement unanimes. L'OBRA semble avoir eu peu ou pas d'effet sur l'effort de travail des femmes célibataires responsables d'un ménage. Les individus qui n'adhèrent plus au programme AFDC à cause des changements dans

les règlements ne sont pas plus susceptibles (même dans une période de récession) d'être sans emploi et d'adhérer à nouveau à l'AFDC à une date ultérieure que ne l'étaient les femmes qui ont quitté l'AFDC avant que l'OBRA ne soit en vigueur. (Focus, 1985: 8)."

Bien que des ouvrages ultérieurs puissent modifier d'une certaine façon cette conclusion,** jusqu'à maintenant il semble assez évident que l'on doive être extrêmement prudent lorsqu'on utilise le modèle des effets revenu/substitution sur une période pour analyser le comportement de l'offre de travail des travailleurs à faible revenu. Le fait de garder un emploi, en dépit d'un taux d'imposition marginal de 100% sur le revenu courant gagné peut s'expliquer soit par un désir d'investir dans la formation/l'expérience que procure l'emploi et obtenir ainsi un revenu futur ou soit par un désir d'éviter la réprobation sociale - mais aucune de ces considérations ne fait partie du modèle de la maximisation de la satisfaction vu sous l'angle revenu/loisir pour une période, modèle discuté à la section 3.1.

Du point de vue d'un modèle de microsimulation du comportement, la morale de cette histoire semble être qu'on peut défendre le modèle du choix travail/loisir sur une période seulement comme première approximation grossière des impacts d'un programme de revenu annuel garanti tel que le RURG. Une analyse plus réaliste des impacts

**Moffitt (1985b) élargit l'ensemble de données qu'il utilisait dans son document 1985a pour y inclure celles de 1983 et 1984 et affirme que les effets de dissuasion peuvent être devenus importants à partir de 1983, i.e., avec un retard. Cependant, cette approche est relativement faible puisque le coefficient de régression qui s'applique est significatif seulement à un niveau de confiance statistique de 10% dans une équation et est statistiquement non significatif dans l'autre.

du RURG doit tenir compte d'une plus grande variété de réactions comportementales qui seront suscitées par les programmes tels que la réforme du bien-être ou le revenu annuel garanti. La version "Mark 2" d'un modèle de microsimulation comportementale doit commencer à tenir compte de certaines critiques qui ont été faites sur le modèle simple du choix travail/loisir.

4.2 Critiques du modèle à une période

Une perspective du marché du travail (que certains pourront qualifier de néo-classique) est la suivante: les extrants du marché du travail s'expliquent comme le résultat de choix individuels bien informés pour une maximisation de la satisfaction dans un marché de travail unifié, compétitif, aux prix flexibles où tous les individus sont confrontés à une courbe de la demande de travail infiniment élastique, à un salaire qui est égal à leur productivité marginale individuelle. De plus, on prétend souvent que toutes les heures passées à l'extérieur du marché du travail rémunéré, soit à cause du chômage, d'une recherche d'emploi ou d'une occupation domestique sont essentiellement équivalentes -- i.e., "loisir". Même dans cette perspective, le modèle de la section 3.1 a été sévèrement critiqué.

Disons pour commencer que le modèle décrit à la section 3.1 est incompatible avec le programme de recherche sur le "capital humain" qui fait valoir que les individus tentent de maximiser leur satisfaction sur toute une vie. A un point quelconque dans le temps, le salaire brut dont peut disposer un individu est déterminé par son stock de capital humain et le taux de rendement qu'il en obtient, tel qu'indiqué dans l'équation 1.

1. $W_i = r_i K_i + W_0$

où r_i - le taux de rendement sur le capital humain du $i^{ième}$ individu.

K_i = le stock de capital humain acquis par un individu i.

W_0 = le salaire de base de la main d'oeuvre non qualifiée.

Dans la tradition de la recherche sur le "capital humain", pour maximiser sa satisfaction, un individu accumulera, puis réduira son stock de capital humain dans le but de maximiser sa satisfaction sur toute la vie. Un des principaux moyens pour acquérir un stock de capital humain consiste à investir dans la formation en cours d'emploi, scénario qui se présente souvent ainsi: un individu renonce à une partie de son salaire potentiel (k_i) dans le but d'acquérir des compétences supplémentaires, i.e., stock de capital humain, tel que dans l'équation 2.

2. $w_i = (1-k_i) W_i$

Le salaire monétaire que nous observons dans les données sur le marché du travail est w_i. Le salaire qui se rattache à la décision du choix travail/loisir est W_i.** Puisque dans une coupe transversale

---

**J.P. Smith (1978) donne un exemple d'un modèle d'offre de travail sur un cycle d'une vie. La caractéristique de tels modèles est qu'ils présument que la satisfaction sur toute une vie est une fonction séparable des satisfactions par période, avec un taux constant de substitution inter-période de la satisfaction annuelle. Ils évitent ainsi, de par la construction du modèle, tout problème potentiel d'inconsistance dynamique des profils épargne/investissement dont traite Strotz (1956). Cependant, il n'est pas nécessaire de présumer que la décision d'un individu de maximiser la satisfaction sur toute une vie est consistante dans le temps pour mettre en doute les fondements d'un modèle sur une période -- tout projet d'acquisition de capital humain sur toute une vie comportera une inégalité entre le salaire monétaire observé et le rendement total provenant du travail.

d'individus, on est certain d'observer des individus qui en sont à différents stades de leur programme d'accumulation ou de diminution de capital humain, l'utilisation du salaire monétaire (w_i) à la place du rendement total provenant du travail (W_i) introduira inévitablement une erreur non constante dans le salaire mesuré.

Le problème est accentué si un des objectifs du modèle est d'analyser l'impact de la taxation ou des changements dans le niveau de taxation. Un régime fiscal proportionnel n'altère pas la valeur relative inter-période des gains du marché et ainsi pose énormément moins de problèmes d'analyse que le régime d'impôt progressif qui est, en fait, celui que nous avons. En effet, il est possible d'affirmer qu'avec la croissance des REER comme moyen d'épargne possible, le régime fiscal canadien s'est engagé résolument dans la direction d'une taxe progressive sur la consommation.**

Comme il a déjà été mentionné à la section 3.4, les régimes d'impôt progressif compliquent énormément les analyses consacrées à la prédiction du comportement de l'offre de travail. Par exemple, puisque la partie du temps dépensée dans l'acquisition d'une formation

---

** Puisqu'il y a un plafond aux contributions des REER, le passage à une taxe sur la consommation n'est pas suffisant. Ippolito (1985) note que le choix d'un impôt progressif sur le revenu plutôt qu'un impôt proportionnel incite les individus à répartir d'une façon plus égale leur heures de travail sur la période d'une vie et à prendre moins de loisir sous forme de retraite, particulièrement pour ceux qui ont des taux de salaire élevés. Mais les formes d'épargne non-imposable (e.g., contributions à un régime de retraite, REER) compensent quelque peu pour les distorsions imposées par la progressivité sur les possibilités de loisir. La nature complexe des incitations financières auxquelles sont confrontés les individus et de leurs réactions possibles est, bien sûr, une des raisons principales d'utiliser la microsimulation comme outil d'analyse de politiques plutôt que de se fier à l'introspection ou à des modèles théoriques simplifiés.

en cours d'emploi (k_i) est une variable de choix dans le modèle du capital humain, il est tout à fait concevable que les individus réagissent à une augmentation des taux d'imposition non en diminuant les heures de travail, mais en augmentant l'acquisition de formation en cours d'emploi (puisque la partie du salaire total qui est investie en capital humain ($k_i W_i$) échappe entièrement à l'impôt). Si un individu avait prévu réduire son offre de travail dans les périodes à venir, il/elle peut reporter la consommation à des périodes futures, lorsque les gains seront peut-être taxés plus légèrement. L'offre de travail de la période courante prise comme une fonction des salaires monétaires après impôt de la période courante est, par conséquent, difficile à prédire puisque la consommation et des biens et du loisir peut faire l'objet de substitutions entre périodes.

La section 3.5 présentait un modèle du régime d'assurance-chômage qui se basait sur le modèle travail/loisir sur une période. Dans ce type de modèle, l'hypothèse de "une période" est particulièrement forte, car on suppose que le chômage dans la période courante n'a aucun effet que ce soit sur les salaires futurs. Cependant, si le marché du travail possède une composante de formation en cours d'emploi, le coût d'opportunité du loisir n'est pas le salaire courant du marché moins les prestations d'AC, c'est plutôt le salaire monétaire courant plus l'augmentation des futurs salaires monétaires qui découlera de la formation courante en cours d'emploi moins les prestations d'assurance-chômage. Puisque la formation en cours d'emploi a toujours été reconnue comme étant un des principaux facteurs déter-

minants des gains personnels,** ne pas en tenir compte dans un modèle raisonnable du comportement du marché du travail serait une omission grave.

En un sens, on peut considérer que les défauts du modèle travail/loisir sur une période sont la création "d'erreurs dans les variables" et des estimations biaisées des facteurs déterminants de l'offre de travail. Il est typique de constater que la variable dépendante utilisée dans une analyse économétrique du comportement de l'offre de travail est le nombre d'heures annuelles de travail -- ce qui est arithmétiquement égal à la moyenne d'heures par jour multipliée par la moyenne de jours par semaine multipliée par le nombre de semaines de travail dans une année. Si on utilise les heures annuelles de travail comme une variable dépendante, on suppose implicitement que ce qui est la source de tout changement dans le nombre d'heures annuelles (i.e., heures par jour, jours par semaine ou semaines par année) n'entre pas en ligne de compte. Bien qu'on pourrait travailler 800 heures dans une année soit en travaillant deux jours de huit heures par semaine pendant cinquante semaines ou en travaillant 3.2 heures par jour, cinq jours par semaine pendant cinquante semaines ou en travaillant 8 heures par jour, cinq jours par semaine pendant vingt semaines et être alors sans emploi pendant sept mois, il est bien évident que les individus ne sont pas indifférents devant de tels choix (voir Hanoch (1980)). Les semaines par année, les heures par semaine et les heures par jour sont des substituts imparfaits -- ce

---

**La référence classique est Mincer (1974). De plus, le chômage dans l'année peut occasionner une perte d'ancienneté ou peut contribuer à créer une image d'instabilité dans le travail, ce qui fait qu'il devient plus probable qu'un individu sera involontairement en chômage dans le futur.

qui peut s'expliquer en partie par les coûts "forfétaires" de ces échanges que les individus supportent, peu importe le nombre d'heures par jour passées à un lieu de travail. Comme l'indiquent les résultats (voir tableau 3.2) auxquels sont parvenus Smith et Stelcner (1985), une équation d'offre de travail qui utilise les semaines par année comme variable dépendante peut donner des résultats substantiellement différents de ceux qu'on obtiendrait avec une équation d'offre de travail qui utilise les heures par année comme variable dépendante.

Comme il a été dit plus haut, d'un point de vue capital humain, utiliser le salaire monétaire courant dans une analyse sur une période est une mauvaise façon de spécifier le salaire net. Toute mauvaise spécification du salaire utilisée dans un modèle d'offre de travail entraînera une estimation biaisée de l'élasticité non compensée du salaire. Les données sur les heures de travail par tranches recueillies dans les recensements supposent que le salaire horaire est obtenu en divisant les gains annuels par le nombre d'heures de travail estimé ainsi, un "biais dans la division" peut aussi se produire, puisque les salaires horaires sont rarement observés directement. Même lorsque les chercheurs ont la possibilité de demander directement des renseignements sur les salaires horaires, les différents auteurs ne s'entendent pas sur la question de savoir si les chercheurs doivent concentrer leurs efforts sur le salaire de l'heure de travail marginale (i.e., en incluant les primes applicables pour les heures supplémentaires)ou sur le salaire horaire moyen ou encore sur le salaire horaire moyen incluant les avantages sociaux.**

**Pour une analyse des difficultés, théoriques et pratiques, soulevées par la mesure du "salaire", se référer à Killingsworth (1983) pp. 83-97.

De plus, bien que l'importance empirique des rendements non monétaires ou des "différentielles de compensation" liés à l'emploi soit largement reconnue (voir Lucas (1979) ou Smith (1979), les différents ouvrages n'ont pas tenté d'estimer ce qui pourrait se rapprocher vaguement d'une élasticité de l'offre de travail liée à un salaire total ou "psychologique" (i.e., salaire en argent plus ou moins toute "différentielle de compensation"), puisque la façon de le faire n'est pas très claire. Finalement, comme Heckman (1983) l'a affirmé avec vigueur, l'approche que préconise Hausman pour modéliser l'impact de la taxation sur l'offre de travail exige du chercheur qu'il précise le revenu "virtuel" et le taux d'imposition proportionnel, ce qui donne une idée approximative de la situation réelle d'un individu par rapport à son impôt sur le revenu -- supposant ainsi que le chercheur est en mesure de déterminer adéquatement à la fois les petits détails du traitement fiscal d'un individu en particulier et le traitement fiscal effectif, après toutes déductions, auquel un individu est soumis.

Dans une perspective "néo-classique" de recherche, il y a donc de bonnes raisons de douter que le salaire horaire et les variables d'offre de travail dans les modèles courants d'offre de travail "sur une période" soient déterminés correctement. Si l'élasticité non compensée du salaire de l'offre de travail n'est pas estimée correctement, il y aura une erreur correspondante dans l'élasticité compensée du salaire de l'offre de travail. Le problème est accentué lorsque, comme l'expliquent Hausman (1983) Zabalza (1983) ou Stelcner et Smith (1985),

le chercheur précise une forme particulière de la fonction de satisfaction comme faisant partie de sa méthode d'estimation, puisque les résultats empiriques deviennent alors dépendants des spécifications (non réfutables) de la fonction de satisfaction.**

Plutôt que de penser que les individus ajustent leurs heures de travail annuelles et rien d'autre à des changements de politique, il est plus raisonnaible de penser que les individus ont des réactions à court et à long terme à des changements de politique et qu'ils ajustent leur comportement par rapport à certains aspects marginaux (épargne, heures de travail, formation pour du capital humain) en réaction à des changements dans la politique sociale. Pour obtenir des résultats utiles et suffisamment rapides dans le processus d'un modèle de microsimulation, on doit inévitablement commencer avec un profil rudimentaire de la réaction comportementale. Mais les versions subséquentes viendront préciser cette image.

4.2.1 Autres critiques

La plus importante critique du modèle travail/loisir est que dans la pratique, les travailleurs ne peuvent pas choisir sans contrainte les heures d'offre de travail à un salaire donné. Comme l'affirmait Marshall il y plusieurs années, l'offre et la demande sont une lame à deux tranchants et les résultats du marché ne peuvent pas s'expliquer uniquement en fonction de l'un ou de l'autre. Cependant, dans le

---

**Bien qu'il soit exact d'insister sur le fait que la forme de la fonction de toute relation heures/salaires dans un modèle d'offre de travail entraîne implicitement un ensemble d'hypothèses sur les fonctions de satisfaction des individus, c'est faire une hypothèse beaucoup plus forte que de choisir parmi l'ensemble des fonctions de satisfaction une fonction spécifique et compatible avec la forme particulière liée à l'équation de l'offre de travail.

modèle travail/loisir, on fait simplement l'hypothèse que la courbe de la demande de travail à laquelle font face les individus est parfaitement élastique, à un taux de salaire qui reflète leur productivité marginale i.e., on suppose que les individus n'ont aucun problème à trouver autant de travail qu'ils veulent et on analyse l'offre seulement.

Il existe à l'heure actuelle un grand nombre d'ouvrages qui traitent de l'importance théorique de restreindre les contraintes quantitatives de l'offre de travail à la forme fonctionnelle utilisée dans les fonctions d'offre de travail et de demande quantitative.** Ashenfelter (1980) a affirmé que le chômage devrait être considéré comme une contrainte sur l'offre de travail des individus et a vérifié cette hypothèse au moyen de données agrégées. Ham (1982) a utilisé des micro-données pour démontrer l'importance du sous-emploi, de l'emploi et des grèves dans les heures de travail des travailleurs individuels. Osberg (1986b) est un auteur parmi beaucoup d'autres qui ont insisté sur le rôle des licenciements dans les facteurs qui déterminent l'incidence et la durée du chômage. Si le chômage est dû en grande partie aux influences de la demande, il en résulte que les heures de travail annuelles ne doivent pas être considérées comme entièrement dépendantes des décisions individuelles de maximisation de la satisfaction en ce qui concerne l'offre de travail. En termes économétriques, les équations de l'offre de travail qui en aucune façon ne tiennent compte de la demande de travail souffriront de

---

**Voir Deaton et Muellbauer(1981) ou Neary et Roberts (1980).

l'omission d'un biais dans les variables et, par conséquent, donneront des estimations biaisées des facteurs déterminants de l'offre de travail.**

Il est par exemple tout à fait concevable que les secteurs des biens et services peuvent réagir différemment à une augmentation des extrants - e.g., le secteur des services peut augmenter le personnel à temps partiel alors que le secteur des biens peut accroître le nombre d'heures supplémentaires. Si on étudie le marché du travail dans son ensemble, ces différences passeront inaperçues; cependant, elles peuvent être d'un certain intérêt (e.g., parce que l'augmentation de l'emploi à temps partiel diminue le taux de chômage alors que l'augmentation des heures de travail supplémentaires ne le fait pas).

Les travaux sur la "segmentation" affirment que les rapports comportementaux diffèrent d'un segment à l'autre du marché du travail. (Voir Wilkinson pour des résultats d'enquête (1981)). Baffoe-Bonnie (1985) ont trouvé des preuves de dissemblances structurelles dans les équations d'offre de travail dans différents segments du marché du travail,alors qu'Osberg et al (1986a,b) ont vérifié l'hypothèse selon laquelle la même spécification économétrique explique la détermination du salaire, la mobilité de l'emploi et le chômage dans différents segments du marché du travail. Dans chaque cas, ils en sont venus à la conclusion qu'on doit rejeter l'hypothèse d'une structure écono-

---

**Il est à noter que les travaux de Nakamura de 1981 et 1983 utilisent des observations en coupe transversale (contrôlant ainsi les variations cycliques dans la demande de travail) et des variables proxy pour les variations régionales dans la demande de travail pour les femmes.

métrique commune et accepter celle des rapports comportementaux différents dans des segments d'emploi différents.

Pour un modèle de microsimulation comportementale, la principale implication à ce stade est la nécessité de conserver dans la base de données le plus d'informations possible sur les caractéristiques industrielles et autres des employeurs. Plus tard, il sera possible de partager l'échantillon et de spécifier des réactions comportementales différentes pour les individus faisant partie de segments différents du marché du travail. A plus long terme, l'importance des segments du marché du travail réagira à de nouvelles politiques (e.g., le traitement fiscal des industries de services) et on pourra souhaiter intégrer au modèle un "côté demande" plus explicite.

5. Autres choix et stratégies de modélisation à long terme

Les avantages de l'utilisation d'un cadre de choix travail/loisir sur une période pour modéliser les réactions comportementales de la population canadienne dans un projet de simulation sont les suivants: (a) cette approche cadre bien avec les grands courants de la théorie économique néo-classique; (b) puisque la plupart des politiques existantes peuvent être considérées comme ayant à la fois des effets sur le revenu et sur le salaire, elles offrent un cadre global d'analyse et (c) c'est un cadre flexible puisque des nouvelles interventions dans les politiques peuvent être présentées seulement en termes de leurs impacts sur le revenu total et sur le salaire net. Un dernier avantage du cadre travail/loisir est que sa grande simplicité rend transparents les impacts de l'utilisation d'hypothèses différentes -- un observateur qui n'aimerait pas les élasticités du tableau 3.3 peut

s implement leur en substituer d'autres qu'il choisira aux tableaux 3.1 et 3.2 et utiliser le modèle de microsimulation avec les nouvelles élasticités choisies. Des méthodologies plus complexes se prêtent beaucoup moins facilement à de telles interventions de l'utilisateur.

Cependant, on a peut-être déjà deviné que je vois des désavantages à long terme à utiliser le cadre du choix travail/loisir sur une période. Le plus important est, bien sûr, qu'il ne peut peut-être pas très bien prédire le comportement, comme dans le cas des réformes au programme américain d'aide aux familles avec enfants à charge dont il a été question à la section 4.1. De plus, les politiques qui impliquent essentiellement des interventions bureaucratiques telles qu'un contrôle accru des demandes d'assurance-chômage ou les services d'orientation d'Emploi et Immigration Canada concernant le marché du travail sont difficiles à modéliser dans le cadre travail/loisir. Ce cadre s'adapte mal à des politiques ou à des événements qui imposent des limites quantitatives aux agents économiques individuels, puisqu'il suppose que les individus ajusteront les quantités <u>en fonction</u> des incitations provenant des prix. Finalement, un modèle réaliste de microsimulation socio-économique devrait être capable de tenir compte des différences sociologiques que les gens perçoivent entre les divers programmes gouvernementaux - la société ne voit pas d'un même oeil le dollar qui vient de l'assurance-chômage, celui des prestations de bien-être social ou celui qui provient d'intérêts sur des Obligations d'épargne du Canada, et il en résulte que les gens se comportent différemment, bien que ces sources de revenu soient

sensées être identiques du point de vue de l'impact comportemental si l'on s'en tient à l'analyse de leurs effets revenu et substitution.

Une approche plus éclectique consisterait à combiner les renseignements fournis par des études détaillées sur la mise en oeuvre de programmes qui feraient appel à l'utilisation du cadre revenu/loisir dans lequel on ne dispose pas de tels renseignements. A partir d'un exemple fourni par les récents travaux sur le régime d'assurance-chômage, on peut envisager de modéliser l'impact des changements dans le ratio prestations/salaires ainsi que des changements dans la durée des prestations auxquelles les prestataires ont droit. Rea et Ham (1985) ont déclaré récemment que le ratio de remplacement, le ratio des prestations d'assurance-chômage sur les salaires n'était pas statistiquement significatif comme facteur déterminant de la durée de la réclamation de chômage. Ils affirment que ce résultat est dû "au manque de variation suffisante dans les prestations pendant la période échantillonnée et à l'insuffisance de données valables sur les salaires." (1985:52) ** Rea et Ham en viennent à la conclusion (1985:53) que "l'effet du taux de prestations reste encore une question sans réponse en ce qui concerne les données canadiennes." D'une façon similaire, Atkinson et al (1984) ont mis l'emphase sur la faiblesse de l'effet prestations/salaires face à différentes mesures raisonnables des prestations d'assurance-chômage qui sont mises à la

---

** Dans les micro-données de la Commission d'assurance-chômage utilisées par Rea et Ham, les gains annuels n'étaient pas disponibles si le salaire d'un individu dépassait le maximum des gains assurables pour l'année en question (i.e., ce qui était le cas de presque tous les travailleurs mâles). En imputant un salaire aux travailleurs, Rea et Ham ne disposaient pas de variables clés tel le niveau d'instruction ou l'expérience de travail réelle et n'ont pas fait de correction pour toute corrélation entre l'expérience du chômage et les salaires offerts. Par conséquent, leur variable salaire est certainement fort douteuse.

disposition des individus ainsi que des salaires qui leur sont offerts. Osberg et al (1986b) ont affirmé que le coefficient du ratio prestations/salaires devient statisquement non significatif lorsqu'on exerce un contrôle sur les caractéristiques des employeurs. De l'autre côté de la controverse, la Commission royale MacDonald a conclu que le problème est très précis (voir Cousineau 1985).

Cependant, le ratio prestations/salaires ne représente seulement qu'un des paramètres du régime d'assurance-chômage et on peut être d'accord sur les impacts des autres paramètres du régime tout en acceptant de ne pas être d'accord sur l'importance du ratio prestations/salaires our sur des questions qui y sont reliées telles que l'applicabilité de la théorie à la prédiction du chômage. Rea et Ham disposent de données sur la durée des demandes d'assurance-chômage et sur la période maximale de prestations à laquelle les individus avaient droit avant et après les amendements de 1977. En se servant de leurs données sur les prestataires d'assurance-chômage pour la période allant de 1975 à 1980, ils concluent "qu'une augmentation d'une semaine de la période d'admissibilité augmente la durée prévue du chômage de .29 semaines pour les hommes et .43 semaines pour les femmes. L'effet d'admissibilité était très résistant aux changements dans la spécification des équations et était toujours statistiquement significatif, ce qui permet de croire qu'on peut avoir une certaine confiance dans ces estimations (1985:59).** Une approche éclectique

---

**Strictement parlant, on ne devrait pas généraliser et prétendre qu'il y a des erreurs dans les variables en se basant sur "l'échec" d'une variable (le ratio prestations/salaires) et prétendre encore qu'on peut se fier aux résultats de la même régression, contenant une variable "reconnue" comme mal spécifiée, et s'en servir pour estimer un autre coefficient dans la même régression. Par ailleurs, si le ratio prestations/salaires n'est pas mal spécifié dans les travaux de Rea et Ham, alors le fait que leurs coefficients soient non significatifs permettrait de tester l'hypothèse que le chômage peut être modélisé comme un processus de recherche.

de la modélisation de microsimulation utiliserait le résultat de l'admissibilité, que l'on croit ou non à la formule prestations/salaires. On pourrait facilement élaborer un modèle de microsimulation par modules, parmi lesquels quelques-uns utiliseraient des résultats empiriques (tels que le rapport entre la durée du chômage et l'admissibilité aux prestations); d'autre part, un autre module utiliserait les effets revenu et substitution présumés auxquels on ajouterait un salaire net, une caractérisation du revenu net provoqué par une nouvelle politique, afin de prédire les réactions comportementales à d'autres changements de politiques.

Le choix de la façon de modéliser l'impact de la durée de l'admissibilité aux prestations sur la durée du chômage dépend fortement du coût des autres méthodologies. La méthode rapide, grossière et bon marché d'estimer l'impact d'une augmentation ou d'une diminution de la durée d'admissibilité aux prestations serait de le voir comme une modification de la longueur des segments de droite GC et EF, i.e., comme ayant un "effet richesse" sur l'offre de travail de ces individus qui sont présentement (approximativement) sur le segment de droite FG dans le graphique 3.6.** Si on partait de l'hypothèse que l'impact sur le chômage d'un changement dans "la richesse de l'assurance-chômage" serait identique à l'impact sur l'offre de travail

---

**L'impact de tout autre changement dans la formule d'admissibilité varierait d'un individu à l'autre puisque les individus qui ont toujours eu un emploi ne connaîtraient aucun chagement dans leur prestations totales admissibles, alors que ceux qui ont connu un passé instable sur le marché du travail seraient affectés à un degré plus ou moins important par tout changement dans le nombre de semaines d'admissibilité aux prestations par semaine d'emploi cotisable.

d'un changement dans la richesse, l'élasticité revenu de l'offre de travail pourrait alors être utilisée pour estimer les impacts d'un changement dans la formule d'admissibilité sur la durée prévue du chômage. L'avantage de cette méthodologie serait qu'un temps de programmation relativement court ajouté au maintien de l'hypothèse de valeurs particulières pour les élasticités revenu et substitution, fourniraient une estimation relativement rapide de l'impact de changements dans la formule d'admissibilité sur la durée du chômage. Une façon à la fois plus longue et plus onéreuse serait d'examiner directement l'impact des changements dans la durée de l'admissibilité sur la durée du chômage en utilisant les faits historiques -- mais ceci exige une étude assez globale dans le genre de celle de Rea et Ham (1985.)

On peut peut-être prévoir que les requêtes des utilisateurs d'un modèle de microsimulation du comportement socio-économique prendront des formes très variées et connaîtront toutes sortes d'échéances. Certains utilisateurs auront peut-être des spécifications assez vagues des simulations de politique** désirées et seront disposés

---

**Un autre exemple serait les impacts des prestations de sécurité sociale et des prestations de retraite sur le comportement de l'emploi et sur les projets de retraite des personnes âgées et des personnes dans la cinquantaine. Voir par exemple H.J. Aaron (1982), Aaron et Burtless (1984), Bukhauser et Turner (1981). Une façon commode d'analyser des propositions de changements à la législation de la retraite est de calculer le bénéfice actuariel net que de tels changements impliquent pour chaque individu et d'appliquer un paramètre présumé, représentant soit l'élasticité de l'offre de travail ou l'élasticité de l'épargne selon le cas, à cette augmentation calculée de la richesse nette. Une telle méthodologie soulève la question de savoir si les individus comprennent toute la complexité de la législation sur la retraite et s'appuie également sur l'hypothèse que les individus n'ont pas de préférences entre tous les changements actuariels équivalents de la législation sur la retraite. Ces hypothèses sont certainement fort discutables, mais elles sont commodes puisque le calcul réel des réactions comportementales à des changements spécifiques des paramètres se heurte à des limites imposées par le manque d'expérience antérieure relative à des innovations dans les programmes et le peu de temps disponible pour la recherche destinée à estimer les réactions comportementales.

à accepter un délai d'exécution assez long avant d'obtenir une réponse. D'autres utilisateurs auront peut-être besoin pour le lendemain d'une simulation des impacts d'un changement très spécifique dans une loi. Cette diversité dans les requêtes des utilisateurs indique qu'un modèle de microsimulation aurait peut-être intérêt à adopter une double stratégie. On obtiendra peut-être une meilleure réponse avec du temps, un effort de recherche et une évaluation détaillée de toutes modifications de programmes similaires survenues dans le passé. Une réponse "rapide et grossière" peut être obtenue dans un très court laps de temps en utilisant le cadre du choix revenu/loisir. Etant donné les contraintes inhérentes à la formulation des politiques, il serait probablement souhaitable de répondre à ces deux sortes de demandes. Cependant, à mon point de vue, ce serait une erreur que de laisser les utilisateurs s'habituer à des réponses faciles et rapides. Je proposerais plutôt que Statistique Canada ait une "politique de prix" qui serait l'inverse des prix basés sur le coût marginal à court terme. Plutôt que de demander un prix relativement faible pour une utilisation "rapide et grossière" du cadre simple revenu/loisir, il serait à mon avis souhaitable que Statistique Canada exige un prix très élevé pour mettre en marche et effectuer une telle simulation; Statistique Canada utiliserait alors ce revenu afin d'ajouter au modèle de microsimulation des modules additionnels, construits sur mesure, de la réaction comportementale provenant de la simulation.**

**Avant de vendre une simulation "éclair" basée sur le cadre revenu/loisir sur une période, on pourrait poser comme condition que l'utilisateur soit d'accord pour accepter en bout de ligne une simulation plus sophistiquée et plus fiable des impacts du changement de politique.

BIBLIOGRAPHIE

H.J. Aaron (1982) Economic Effects of Social Security, Studies of Government Finance, The Brookings Institute, Washington, D.C. (1982).

H.J. Aaron and G. Burtless (ed) (1984) Retirement and Economic Behaviour Studies of Social Economics, The Brookings Institution, Washington, D.C., 1984.

O. Ashenfelter (1980) "Unemployment as Disequilibrium in a Model of Aggregate Labour Supply" Econometrica Vol. 48, No. 3, April 1980, pp. 547-564.

Atkinson, A.B. et al, Unemployment Benefit, Deviation and Incentives - Britain: How Robust is the Evidence?

A.S. Blinder, R.H. Gordon and D.E. Weiss (1981) Rhetoric and Reality Journal of Public Economics, Feb/March 1984, 23(1/2) pp. 3-26. in Social Security Analysis -- a Rejoinder, National Tax Journal Vol. XXXIV, pp. 373-478.

N.S. Blomquist (1985) Labour Supply in a Two-Period Model: the Effect of a Non-Linear Progressive Income Tax Review of Economic Studies Vol. LII, pp. 515-524, 1985.

N.S. Blomquist (1983) The Effect of Income Taxation on the Labour Supply of Married Men in Sweden Journal of Public Economics Vol. 22, (1983) pp. 169-197.

R.V. Burkhauser and J. Turner (1981) "Can Twenty Five Million Americans Be Wrong? -- A Response to Blinder, Gordon and Weiss" National Tax Journal Vol. XXXIV, pp. 467-472.

R. Blundell & Ian Walker (1982) Modelling the Joint Determination

of Household Labour Supplies and Commodity Demands The Economic Journal Vol. 92 (June 1982) pp. 351-364.

C.V. Brown (ed) (1981) Taxation and Labour Supply London George Allen and Unwin (1981).

M. Browning (1985), A. Deaton and M. Irish, A Profitable Approach to Labour Supply and Commodity Demands Over the Life Cycle Econometrica Vol. 53, May 1985, No. 3, pp. 503-535.

J.M. Cousineau (1985) Unemployment Insurance and Labor Market Adjustments, Pp. 187-214 in Vol. I of Research Studies of the Royal Commission on the Economic Union and Development Prospects for Canada.

F. Vaillancourt (ed.) Income Distribution and Economic Security in Canada U. of Toronto Press, 1985.

S. Danziger, R. Haveman & R. Plotnick (1981b) "How Income Transfers Affect Work, Savings and the Income Distribution", Journal of Economic Literature, Volume 19, Number 3, September 1981, pp. 975-1064.

A. Deaton & J. Muellbauer (1981) "Functional Forms for Labour Supply and Commodity Demands with and without Quantity Restrictions" Econometrica Vol. 49, No. 6, November 1981, pp. 1521-1532.

J. Eaton and R.E. Quandt (1983) A Model of Rationing and Labour Supply: Theory and Estimation Economica August 1983, pp. 221-233.

Focus (1985) Measuring the Effects of the Reagan Welfare Changes on the Work Effort and Well-Being of Single Parents Vol. 8,

No. 1, Spring 1985.

M. Feldstein (1983) Editor, Behavioural Similation Methods in Tax Policy Analysis, University of Chicago Press, Chicago & London, 1983.

B. Fortin, H.P. Rousseau and P. Fortin (1984) Economic Evaluation of the Options in the White Paper on the Personal Tax and Transfer System: A General Equilibrium Approach, Report submitted to the Ministry of Finance, Quebec, Groupe de Recherche en Politique Economique, Economics Department, Laval University.

K.W. Glaister, A. McClure & D.T. Ulph (1981) 'Labour Supply Responses to Tax Changes: A Simulation Exercise for the U.K.", Ch. 2 in C.V. Brown (ed).

G. Glenday & J. Alam (1982) The Labour Market Experience of Individuals: Unemployment Insurance and Regional Effects, mimeo, Ottawa, 1982.

M. Gunderson (1983) Economics of Poverty and Income Distribution, Butterworth & Co., Toronto, 1983.

J. Gwartney & R. Stroup (1983) Labour Supply and Tax Rates: A Correction of the Record American Economic Review June 1983, pp. 440-446.

J.C. Ham (1982) Estimation of a Labour Supply Model with Censoring Due to Unemployment and Underemployment Review of Economic Studies (1982) Vol. XLIX, pp. 335-354.

G. Hanoch (1980) "Hours and Weeks in the Theory of Labour Supply" pp. 119-165 in J.P. Smith (ed.) 1980.

J.A. Hausman (1983) "Stochastic Problems in the Assimulation of Labour Supply", pp. 47-69 in M.J. Feldstein (ed.) 1983.

J. Heckman "Sample Selection Bias as a Specification Error" pp. 206-248 in J.P. Smith (1980) (ed.).

Hills, S.M. Estimating the Relationship Between Unemployment Compensation and the Duration of Unemployment - The Problems of Eligible Non-filers, Journal of Human Resources Summer 1982, 17(3), pp. 400-70.

R.A. Ippolito (1985) "Income Tax Policy and Lifetime Labor Supply" Journal of Public Economics Vol. 26, No. 3, April 1985, Pp. 327-348.

G.V. Jump and S.A. Rea (1975) The Impact of the 1971 Unemployment Insurance Act on Work Incentives and the Aggregate Labour Market: A Report Submitted to the Unemployment Insurance Commission, Institute for the Quantitative Analysis of Social and Economic Policy, University of Toronto, February 28, 1975.

M. Keeley (1981) Labor Supply and Public Policy: A Critical Review N.Y. Academic Press.

J.R. Kesselman (1986) The Royal Commission's Proposals for Income

M.R. Killingsworth (1983) Labour Supply Cambridge Surveys of Economic Security Reform Canadian Public Policy Feb. 1986, P. 101-112. Literature, Cambridge University Press, 1983, Cambridge.

T.E. Macurdy (1983) A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labour Supply and Consumption in the

Presence of Taxes and Uncertainty International Economic Review, June 1983, Vol. 24, No. 2, pp. 265-290.

R.L. Mazany (1985) "Married Women's Labour Force Participation and Fertility Decisions" Dalhousie University, Working Paper #85-05.

R.E.B. Lucas (1977) "Hedonic Wage Equations and Psychic Wages in the Returns to Schooling" The American Economic Review September, 1977, pp. 549-558.

J. Mincer (1974) Schooling Experience and Earnings, National Bureau of Economic Research, New York, 1974.

R. Moffitt (1985a) Assessing the Effects of the 1981 Federal AFDC Legislation on the Work Effort Heading Households: A Framework for Analysis and the Evidence To-Date Journal of Policy Analysis and Management, Summer 1985, (forthcoming).

A. Nakamura & M. Nakamura (1981) A Comparison of the Labour Force Behaviour of Married Women in the United States and Canada with Special Attention to the Impact of Income Taxes Econometrica Vol. 149, No. 2, March 1981, pp. 451-490.

A. Nakamura and M. Nakamura (1983) "Part-time and Full-time Work Behaviour of Married Women: A Model with a Doubly Truncated Dependent Variable" Canadian Journal of Economics Vol. 16, pp. 229-257.

J.P. Neary and K.W.S. Roberts (1980) "The Theory of Household Behaviour under Rationing" European Economic Review Vol. 13, Pp. 25-42, 1980.

Orcutt, G.S. Caldwell & R. Wertheimer (1976). Policy Exploration

Through Micro-Analytic Simulation, Washington, D.C., The Urban Institute.

L. Osberg (1981) Economic Inequality in Canada Butterworths Toronto 1981.

L. Osberg, L. Mazany, R. Apostle and D. Clairmont (1986a) 'Job Mobility Wage Determination and Segmentation in the Presence of Sample Selection Bias' forthcoming Canadian Journal of Economics, May 1986.

L. Osberg (1986b) The Incidence and Duration of Individual Unemployment: Supply Side or Demand Side? Forthcoming Cambridge Journal of Economics.

L. Osberg (1986c) Economic Theory and Unemployment, An Essay on Constraints, Choices and Blind Spots, A Report to the Commission of Inquiry on Unemployment Insurance, March 1986.

S. Phipps (forthcoming) "An Ethically Flexible Evaluation of Unemployment Insurance in Canada", Ph.D. dissertation (in progress), University of British Columbia.

C.A. Pissarides (1983) Efficiency Aspects of the Financing of Unemployment Insurance and Other Government Expenditure Review of Economic Studies Vol. L, 1983, pp. 57-69.

S.A. Rea (1985) Unemployment Insurance and the Labour Market Strategic Policy and Planning, Unemployment Insurance Analysis Directorate Employment and Immigration Canada, January 31, 1985.

S.A. Rea and J. Ham (1985) Unemployment Insurance and the Labour Market Strategic Policy and Planning U.I. Analysis

Directorate, Employment and Immigration Canada January 31, 1985.

S.A. Rea (1977) 'Unemployment Insurance and Labor Supply: A Simulation of the 1971 Unemployment Insurance Act' Canadian Journal of Economics Vol. 10, No. 2, May 1977, pp. 263-278.

C. Robinson & N. Tomes (1985) More on the Labour Supply of Canadian Women Canadian Journal of Economics Vol. XVIII, No. 1, Feb. 1985, pp. 156-163.

D.F. Rose & J.G. Selody (1985) The Structure of the Small Annual Model Bank of Canada Technical Report No. 90, Ottawa, May 1985.

M. Stelcner and J.B. Smith (1985) "Labour Supply of Married Women in Canada: Non-Convex Budget Constraints and the CES Utility Function" Concordia University, Dept. of Economics Working Paper #1985-09.

J.B. Smith and M. Stelcner (1985) Labour Supply of Married Women in Canada, 1980, Working Paper No. 1985-7, Concordia University, Department of Economics.

J.P. Smith, 'Family Labour Supply over the Life Cycle' Explorations in Economic Research NBER, Vol. 4, B Spring, 1978.

R.S. Smith (1979) "Compensating Wage Differentials and the Public Policy" A Review Industrial and Labour Relations Review April 1979, p. 339.

James P. Smith (1980) Female Labour Supply: Theory and Estimation, Princton University Press, Princton, New Jersey,

1980.

R. Strotz (1956) "Myopia and Inconsistency in Dynamic Utility Maximization" Review of Economic Studies 1956.

F. Wilkinson (ed.) 981 The Dynamics of Labour Market Segmentation Academic Press, London 1981.

T.J. Wales & A.D. Woodland (1979) Labour Supply and Progressive Taxes Review of Economic Studies 1979, pp. 83-95.

M. Wolfson (1985) "On the Distributional Impacts of a Guaranteed Income for Canada"

A. Zabalza (1983) "The CES Utility Function, Non-Linearity Budget Choices Sept. 1985, The Institute for Research on Public Policy. Constraints and Labour Supply. Results on Female Participation in Hours" Economic Journal Vol. 93, 1983, pp. 312-330.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES

DOCUMENTS DE RECHERCHE

No

1. RÉACTION COMPORTEMENTALE DANS LE CONTEXTE D'UNE SIMULATION MICRO-ANALYTIQUE SOCIO-ÉCONOMIQUE par Lars Osberg

2. CHÔMAGE ET FORMATION par Garnett Picot

3. DES PENSIONS AUX PERSONNES AU FOYER ET LEUR RÉPARTITION SUR LA DURÉE DU CYCLE DE VIE par Michael Wolfson

4. LA MODÉLISATION DES PROFILS D'EMPLOI DES CANADIENS AU COURS DE LEUR EXISTENCE par Garnett Picot

5. PERTE D'UN EMPLOI ET ADAPTATION AU MARCHÉ DU TRAVAIL DANS L'ÉCONOMIE CANADIENNE par Garnett Picot et Ted Wannell

6. SYSTÈME DE STATISTIQUES RELATIVES À LA SANTÉ: PROPOSITION D'UN NOUVEAU CADRE THÉORIQUE VISANT L'INTÉGRATION DE DONNÉES RELATIVES À LA SANTÉ par Michael Wolfson

7. PROJET PILOTE DE RACCORDEMENT MICRO-MACRO POUR LE SECTEUR DES MÉNAGES AU CANADA par Hans Adler et Michael Wolfson

8. NOTES SUR LES GROUPEMENTS DE SOCIÉTÉ ET L'IMPÔT SUR LE REVENU AU CANADA par Michael Wolfson

9. L'EXPANSION DE LA CLASSE MOYENNE: DONNÉES CANADIENNES SUR LE DÉBAT SUR LA DÉQUALIFICATION par John Myles

10. LA MONTÉE DES CONGLOMÉRATS par Jorge Niosi

Pour de plus amples renseignements, s'adresser au Président, Comité d'études des publications, Direction des études analytiques, Édifice R.H. Coats, 24ième étage, Statistique Canada, Parc Tunney's, Ottawa, Ontario K1A 0T6.